

Pietro Gottardo - Maurizio Murgia

## DESIGN E UTILIZZAZIONE DI UN INDICE AZIONARIO ITALIANO PER LA RICERCA SCIENTIFICA: IL MISE

### 1. Introduzione

Il MISE è il *Milan Stock Exchange Equally Weighted*, un indice globale della Borsa Valori di Milano costruito con il Database del Mercato Azionario Italiano mantenuto presso il Dipartimento di Ricerche Aziendali dell'Università di Pavia.

L'obiettivo di questo studio è duplice: da una parte presentare le principali caratteristiche di questo indice, e dall'altra effettuare delle analisi empiriche di confronto tra il MISE ed altri indici azionari italiani. La ricerca fornisce pertanto un contributo utile all'apprezzamento delle significative differenze che possono insorgere nelle diverse ricerche empiriche sui mercati azionari che utilizzino l'uno o l'altro indice. Il campo delle ricerche cui specificatamente ci riferiamo in questo lavoro deriva, direttamente o indirettamente, dalle teorie di *asset pricing*. Non meno importante è poi l'impatto del nostro studio su analisi più operative, frequentemente realizzate nel settore finanziario con gli indici di borsa.

Il lavoro è stato così pianificato. Nel secondo paragrafo vengono delineate le linee principali della letteratura rilevante ai fini della nostra ricerca. Nel terzo paragrafo descriviamo le caratteristiche del MISE. Nel quarto paragrafo illustriamo la base di dati utilizzata in questa ricerca. Nel quinto e sesto paragrafo presentiamo, rispettivamente, le analisi statistiche univariate e multivariate. Il paragrafo sette contiene i risultati di un *event study*. Nell'ultimo paragrafo, dopo una breve sintesi dei principali risultati ottenuti, discutiamo le implicazioni del nostro studio per la ricerca empirica sul mercato azionario.

*Desideriamo ringraziare Giovanni Bottazzi e Marco Ratti per gli utili commenti che ci hanno fornito ad una versione preliminare e le Istituzioni qui citate che hanno gentilmente collaborato negli anni alla costruzione della banca dati sul Mercato Azionario Italiano. Alcune parti di questa ricerca hanno beneficiato di un contributo finanziario del Consiglio Nazionale delle Ricerche (92.01879. CT10).*

## 2. Gli indici azionari nella teoria finanziaria

Gli indici azionari rappresentano uno strumento per caratterizzare in forma sintetica un fenomeno complesso quale è l'andamento del mercato azionario. Come gli indici di prezzo, utilizzati nella teoria economica con lo scopo di misurare il livello dei prezzi delle merci, permettendoci di afferrare con un unico numero l'evoluzione di tutti i prezzi, così un indice di Borsa, dato da una media delle variazioni dei prezzi dei titoli azionari, dovrebbe informarci circa l'evoluzione dei prezzi di tutti i titoli. Naturalmente, in ogni istante, i prezzi dei diversi titoli possono muoversi in opposte direzioni e in misura diversa, per cui l'indice rappresenta una misura di sintesi di quanto si verifica sul mercato. In analogia con quanto accade per gli altri mercati azionari anche per quello italiano è dato individuare un numero elevato di indici diversi. Le differenze principali fra i vari indici riguardano l'universo dei titoli dal quale vengono costruiti, la metodologia di calcolo ed il sistema di ponderazione<sup>1</sup>.

Certamente la popolarità e le conseguenti iniziative commerciali che hanno riguardato gli indici azionari sono stati favoriti dagli sviluppi della teoria finanziaria ed in particolare dal modello del *Capital Asset Pricing Model* (CAPM). Nella versione tradizionale, uni-periodale del CAPM, il portafoglio di tutte le attività rischiose presenti nell'economia ponderate per i rispettivi valori, il portafoglio di mercato, occupa un ruolo centrale. La teoria può essere semplicemente sintetizzata affermando che il portafoglio di mercato è efficiente in media-varianza (Roll, 1977). Nella teoria macroeconomica non è dato riscontrare una particolare importanza per gli indici di prezzo, che non vada al di là di semplici indicatori delle tendenze generali di parte o di tutto il sistema economico<sup>2</sup>.

Nell'economia finanziaria, al contrario, l'indice del mercato è il principale oggetto di attenzione. L'indice può essere più o meno adeguato, corretto o significativo per rappresentare la sintesi dei movimenti del portafoglio di mercato, ma ciò è irrilevante per il ruolo che esso svolge nella teoria. Il CAPM è molto preciso sul ruolo del portafoglio di mercato, ma è poco chiaro se alcune importanti attività rischiose dell'economia, ad esempio il capitale umano, debbano o non debbano farne parte (si veda la discussione di Mayers, 1973). In ogni caso, il portafoglio di mercato nel mondo del CAPM deve essere rappresentato da *tutte* le attività rischiose con una offerta netta positiva, ponderate per i rispettivi valori (quindi *value weighted*). Come si può notare si tratta di

<sup>1</sup> Si vedano Banca Commerciale Italiana (1993), Bottazzi (1981, 1990, 1992) e Ratti (1993) per una più dettagliata presentazione delle caratteristiche e delle metodologie di costruzione dei principali indici di borsa italiani.

<sup>2</sup> Tuttavia l'impatto delle *news* macroeconomiche sul mercato azionario è spesso fonte di vistosi aggiustamenti di prezzo. In questi giorni notiamo, fra gli altri, quanto gli operatori stiano tenendo in particolare considerazione i dati sull'inflazione statunitense.

una definizione apparentemente chiara, ma sicuramente poco semplice da tradurre in pratica. Questa formulazione della teoria ha condotto ad una sottovalutazione delle qualità che gli indicatori disponibili e facilmente osservabili devono possedere per tutti gli esercizi empirici che direttamente o indirettamente traggono spunto dal modello. Molti indici azionari sono quindi stati utilizzati, e sono stati l'oggetto delle verifiche empiriche del CAPM. Roll (1977), nel suo ben noto contributo, ha sottolineato che il CAPM implica che il portafoglio di mercato *deve* essere efficiente in media-varianza; ma Richard Roll non ha certo detto che *tutti* gli indici azionari possiedono questa caratteristica. Purtroppo, tale qualità dell'indice azionario utilizzato in ogni analisi di matrice accademica od operativa, ha una importanza *critica*. Da un indice azionario di cui si sospetta una forte inefficienza in media-varianza è possibile ottenere qualsiasi risultato, magari anche curioso, ma certamente inattendibile.

Dalla discussione sino a qui condotta è possibile concludere che un qualsiasi indice azionario che venga proposto come possibile *proxy* del portafoglio di mercato deve rispettare diverse condizioni, ma almeno tre di esse ci sembrano particolarmente importanti per i fini della ricerca empirica:

1. la rappresentatività dei diversi titoli (o *assets*) nell'indice deve essere tale da limitare le possibilità di distorsioni derivanti dall'utilizzo dell'indice in analisi empiriche come i test di *asset pricing* e gli *event studies*; da questo punto di vista è preferibile un indice *equally weighted*;

2. le sue variazioni devono misurare un effettivo rendimento totale, che comprenda non solo i *capital gains* ma anche i dividendi distribuiti per contanti e gli altri tipi di distribuzione associati allo stacco di un diritto;

3. l'indice deve essere efficiente in media-varianza.

### 3. Il MISE: design e caratteristiche

Le conclusioni del precedente paragrafo sono state il nostro punto di partenza nelle riflessioni precedenti il design del MISE. Il MISE è stato progettato per rappresentare l'andamento globale della Borsa italiana senza però ponderare i suoi valori per la capitalizzazione dei titoli quotati. Il MISE è quindi un indice *equally weighted*, e sotto questo aspetto risulta in contrasto con quanto richiesto espressamente dalle teorie di *asset pricing*. Da un punto di vista più operativo esiste poi un ulteriore problema: un investitore che volesse *replicare* quell'indice dovrebbe ribilanciare continuamente le proporzioni di investimento onde mantenere dei pesi costanti. In parole più semplici, dovrebbe vendere quote dei titoli che hanno subito rialzi e con il ricavato acquistare i titoli che hanno subito dei ribassi perché effettivamente il suo portafoglio sia equi-ripartito tra tutti i titoli che compongono l'indice. Il problema del ribilanciamento è tuttavia altrettanto delicato per gli indici *value weighted*, dato che solo sotto condizioni irrealistiche sull'andamento dei diversi titoli, un portafoglio

glio che replichi un indice *value weighted* non avrebbe bisogno di essere ribilanciato<sup>3</sup>.

Da queste considerazioni emerge spontanea la domanda perché non si è pensato di costruire un indice *value weighted* che, a differenza di quelli già disponibili, fosse corretto in modo da tener conto di tutte le distribuzioni e rappresentasse quindi più fedelmente una misura di rendimento totale del mercato? Le ragioni che ci hanno spinto ad insistere nella costruzione di un indice non ponderato per i valori di mercato sono essenzialmente tre:

1. gli indici globali italiani, comunque, sono composti da un numero ancora limitato di titoli che esasperano il problema della diversificazione (si veda Roll, 1992); un indice *value weighted* italiano accentua ulteriormente questo aspetto negativo, nel momento in cui la sua volatilità rappresenta in realtà la variabilità di un numero ridotto di titoli che hanno una capitalizzazione di mercato relativamente elevata e, presumibilmente, una covarianza media più alta<sup>4</sup>;

2. i valori di mercato da utilizzare come pesi nel calcolo delle variazioni degli indici *value weighted* italiani soffrono di una grave distorsione causata dalla consistente proporzione delle partecipazioni in società quotate detenute tra le attività delle società quotate. Questa ben nota pratica di *intercorporate share ownership* è diffusa in diversi mercati internazionali e in Italia è stata recentemente documentata da Bottazzi-Wagner (1992) e Barca *et al.* (1994); essa produce duplicazioni dei valori di mercato dei titoli<sup>5</sup> e pertanto una distorsione nelle variazioni della ricchezza che l'indice dovrebbe correttamente misurare nel mondo del CAPM;

<sup>3</sup> Si pensi infatti ai problemi operativi che comporterà il ribilanciamento di un portafoglio azionario che perseguisse delle strategie di arbitraggio con il contratto futures scritto sull'indice MIB 30.

<sup>4</sup> Dalla teoria di portafoglio è noto che la varianza totale di un portafoglio è data da due elementi: *i*) la varianza dei singoli titoli e *ii*) la covarianza fra tutte le possibili coppie di titoli. In un indice *value weighted* il primo termine si può presumere mediamente più basso dell'analogo di un indice *equally weighted*. In quest'ultimo infatti hanno un peso maggiore le volatilità dei titoli minori che sono mediamente più elevate. Per ciò che riguarda il secondo elemento del rischio di portafoglio al contrario si può presumere che la covarianza media dell'indice *value weighted* sia più elevata poiché è dominata dalle covarianze fra i titoli che pesano di più, anche perché è ragionevole supporre che le covarianze fra titoli maggiori e i titoli minori siano mediamente più basse. In pratica si osserva che la volatilità di un indice *equally weighted* è significativamente più bassa della volatilità di un indice *value weighted* perché all'aumentare del numero di titoli ricompresi nell'indice il primo elemento avrà un peso trascurabile, mentre il termine della covarianza media dominerà la dimensione della variabilità totale dell'indice.

<sup>5</sup> Probabilmente il caso più noto di elevate distorsioni dei rendimenti di un indice azionario causate dal fenomeno delle partecipazioni incrociate tra società quotate è rappresentato dalla Borsa Giapponese. Recentemente Merton Miller (1994) ha addirittura ipotizzato che dovendo ristrutturare l'indice Nikkei, sarebbe logico costruire un nuovo indice *value weighted* corretto nei pesi per le duplicazioni di partecipazioni. Crediamo che tale considerazione sia quanto mai appropriata anche per la Borsa Italiana.

3. la struttura del nostro mercato, caratterizzata da pochi titoli con elevata capitalizzazione ed un gran numero di società a capitalizzazione medio-bassa, fa sì che l'utilizzo non corretto di indici *value weighted* negli *event studies* provochi distorsioni notevoli nei risultati, rendendo preferibile l'utilizzo di un indice *equally weighted*.

Il MISE non ha assolutamente la presunzione di voler risolvere i tre problemi sopra elencati, ma certamente li attenua. Ciò perché è ben noto che nelle società a maggiore capitalizzazione sono collocati importanti pacchetti di controllo di altre società quotate. Riducendo il peso relativo di questi titoli attraverso la metodologia di equi-ponderazione, riusciamo in parte a ridurre le conseguenti distorsioni.

Per passare agli aspetti più formali di costruzione del MISE, partiamo dall'approccio seguito per il calcolo delle variazioni di prezzo dei singoli titoli. In termini formali possiamo rappresentare il rendimento giornaliero di un'azione con la seguente espressione,

$$[1] \quad r_{i,t+1} = \frac{p_{i,t+1} + d_{i,t+1}}{p_{i,t} \times k_{i,t+1}} - 1$$

dove, per il titolo  $i$  nel giorno  $t$ ,  $p$  è il prezzo unitario ufficiale (rilevato al listino o nel mercato telematico),  $d$  è il dividendo unitario e  $k$  è il fattore di correzione che tiene conto dello stacco di un diritto per le operazioni sul capitale.

Per ogni giornata di borsa calcoliamo i rendimenti di tutti i titoli quotati (contemporaneamente sia nel giorno  $t$  che nel giorno successivo  $t + 1$ ), ed otteniamo il rendimento del mercato calcolando la media semplice di tutti i rendimenti giornalieri considerati ( $n$ )

$$[2] \quad r_{m,t+1} = (1/n) \sum_1^n r_{i,t+1}$$

$r_{m,t+1}$  risulta quindi il rendimento medio della Borsa che sarà capitalizzato sul livello dell'indice del giorno precedente. Formalmente, il livello del MISE ( $I^{EW}$ ) nel giorno  $t + 1$  sarà pari a

$$[3] \quad I_{t+1}^{EW} = I_t^{EW} \times (1 + r_{m,t+1})$$

Il MISE è stato generato dal 31 dicembre 1980, ponendo la sua base pari a 1000.

Ulteriori dettagli sulla metodologia di costruzione del MISE che meritano di essere riportati, sono i seguenti:

- l'indice considera, in ogni giornata di borsa, esclusivamente i titoli che

hanno due prezzi giornalieri adiacenti; in assenza di tale requisito, perché il titolo è sospeso, cancellato, o perché si tratta del suo primo giorno di quotazione, la [1] non può essere calcolata e il titolo non contribuirà alle variazioni dell'indice di quella giornata. Questa scelta, arbitraria, ci è sembrata un accettabile compromesso, sia per mantenere una certa parsimonia nel calcolo del MISE che rispetto ad altre possibili soluzioni che non sarebbero state meno discutibili;

• l'indice viene costruito considerando tutte le tipologie di azioni quotate alla Borsa Valori di Milano e nel Mercato Telematico. Non sono inclusi nell'indice i *warrant*, i premi, e le azioni a godimento differito. Queste ultime originano spesso da operazioni sul capitale e, da un esame degli archivi elettronici della Borsa, abbiamo osservato che rimangono quotate per un periodo molto breve. Inoltre, la loro inclusione avrebbe creato delle distorsioni, trattandosi di vere e proprie duplicazioni di altri titoli quotati e inseriti nel calcolo dell'indice.

Del MISE vengono calcolate attualmente due versioni, la prima che corrisponde a quanto descritto sopra, la seconda che non considera il pagamento dei dividendi nel calcolo dei rendimenti giornalieri, e che di seguito sarà indicata come MISE-k. Il MISE-k, ai fini della presente analisi, risulta particolarmente utile nei confronti con gli altri due indici globali MIB e COMIT perché questi ultimi, come è noto, non tengono conto del pagamento delle cedole nel calcolo delle variazioni giornaliere.

#### 4. *La base dei dati*

Gli archivi storici necessari per l'elaborazione del MISE e di altri dati utilizzati nella presente ricerca sono costruiti attraverso il contributo di diverse fonti:

1. i nastri riepilogativi giornalieri del CEDBORSA per i prezzi e le quantità scambiate (DRG);
2. varie edizioni dei Listini Ufficiali della Borsa per i dividendi unitari e le relative date di stacco delle cedole;
3. le pubblicazioni a cura del Servizio Statistica della Borsa di Milano (oggi Consiglio di Borsa) per il reperimento dei dati relativi ai fattori di correzione e all'indice MIB Storico;
4. il Servizio Titoli e Borsa della Banca Commerciale Italiana per il reperimento dell'indice COMIT Globale.

In questo studio, faremo poi uso di due archivi elettronici. Il primo, raccoglie diverse informazioni estratte dai bilanci civili delle società quotate. L'archivio è stato costruito, nella sua quasi totalità, attraverso l'inserimento manuale e la lettura elettronica dei dati contenuti nelle pubblicazioni annuali curate da Mediobanca: *Indici e Dati, Le principali società italiane, Il Calepino*

dell'Azionista e R&S. In alcuni casi (spesso titoli minori o società non più quotate per diverse ragioni) i dati sono stati reperiti consultando le varie edizioni del Taccuino dell'Azionista di Databank<sup>6</sup>. Il secondo, raccoglie tutti gli articoli pubblicati dal quotidiano «Il Sole 24 Ore» sulle società quotate italiane per il periodo settembre 1984-dicembre 1992. La gestione dell'archivio viene effettuata con il *software* NEWS.

### 5. Analisi empiriche univariate

Prima di esaminare i risultati delle analisi empiriche, può essere utile osservare attraverso un grafico il comportamento temporale degli indici nel periodo oggetto di questo studio: gennaio 1981-dicembre 1992. La figura 1 mostra le variazioni mensili cumulate delle serie storiche, utilizzando i dati di fine mese.

Dal 1981 al 1988, l'andamento dei quattro indici è alquanto simile: si nota un modesto maggiore rendimento del MISE, probabilmente dovuto all'effetto dividendi e un modesto minore rendimento del MISE-k forse causato da una performance inferiore dei titoli minori, che negli indici MISE ricevono un peso maggiore. Dal 1988 l'andamento del MISE tende a divergere più sensi-

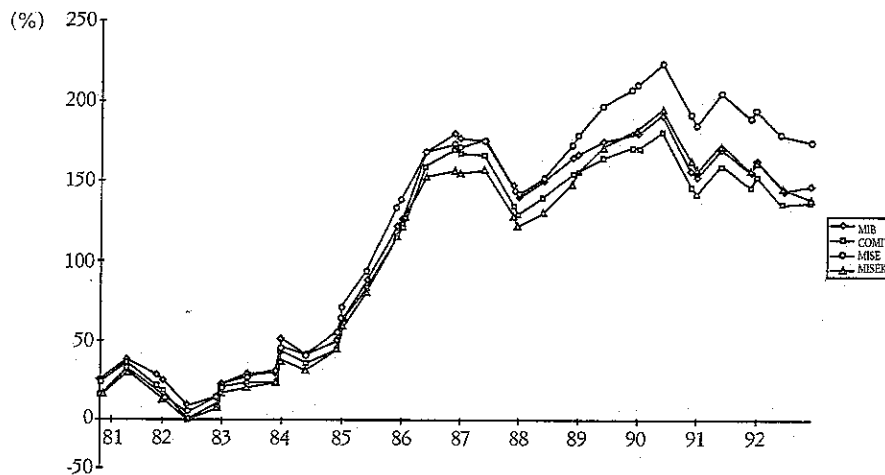


FIG. 1. Rendimento cumulato mensile degli indici azionari - Gen. '81/Dic. '92.

<sup>6</sup> Le basi di dati che non hanno finalità di ricerca scientifica soffrono spesso, come è noto agli addetti ai lavori, di un peculiare problema conosciuto come *survivorship bias*. In altri termini, se una società sparisce dal mercato, risulta problematico rintracciare alcuni dati perché viene immediatamente cancellata dai *database*.

TAB. 1. *Statistica descrittiva per i rendimenti giornalieri degli indici azionari italiani. Periodo Gennaio 1981-Dicembre 1992 (3024 oss.)*

Statistica	MIB	COMIT	MISE	MISE-k
media (%)	0,034	0,032	0,047	0,035
dev std	0,014	0,014	0,011	0,011
test <i>t</i>	1,36	1,28	2,39	1,81
asimmetria	-0,59	-0,57	-0,46	-0,52
curtosi	7,66	7,06	9,06	9,30
test normalità Smirnov-Kolmogorov	0,08	0,08	0,09	0,09

bilmente dagli altri indici. La causa è, molto probabilmente, duplice. Da una parte, l'andamento dei titoli minori è risultato in linea con quello registrato dalle *blue-chips*, almeno fino alla metà del 1992; si noti infatti che mentre il MISE-k era costantemente ad un livello inferiore degli altri indici, tocca intorno al 1990 il suo massimo subito a ridosso del MISE. Dall'altra però è innegabile che i dividendi giochino un ruolo importante nel calcolo del rendimento cumulato. Il riavvicinamento del rendimento del MISE agli altri indici si nota infatti al termine del periodo di analisi, quando i dividendi delle società quotate sono consistentemente diminuiti per effetto della crisi economica. Complessivamente, dal gennaio 1981 al dicembre 1992, la semplice somma dei rendimenti mensili dei quattro indici raggiunge i seguenti livelli: 146% per il MIB, 135% per il COMIT, 173% per il MISE e 137% per il MISE-k. Il differenziale di rendimento tra i due indici MISE, equivale, in termini annuali, al *dividend yield* medio del mercato azionario italiano nel periodo considerato (3%).

Nella tabella 1 vengono riportate alcune statistiche di sintesi sulle serie storiche delle variazioni giornaliere degli indici.

Ancora una volta si nota il significativo impatto dei dividendi nel livello medio del rendimento del MISE rispetto agli altri indici che non tengono conto del pagamento delle cedole. I due indici MISE presentano inoltre una volatilità nettamente inferiore agli indici *value weighted* che, come abbiamo già notato, può essere spiegata dalla loro maggiore diversificazione. I successivi test sulla forma della distribuzione dei rendimenti giornalieri mettono in luce delle caratteristiche da tempo note in letteratura (si veda, ad esempio, Fama 1976, capitoli 1-2): *i*) sono fortemente asimmetrici, con la coda della distribuzione più spostata verso sinistra; *ii*) presentano un elevato coefficiente di curtosi che segnala una distribuzione leptocurtica, più accentuata per gli indici MISE dove i titoli minori, caratterizzati verosimilmente da più ampie oscillazioni di prezzo ma anche da problemi di *nontrading*, hanno un'importanza maggiore; *iii*) il test di verifica della normalità della distribuzione rifiuta l'ipotesi ad ogni livello di confidenza.



TAB. 2. *Statistica descrittiva dei rendimenti giornalieri degli indici azionari italiani distinti per giorno della settimana. Periodo Gennaio 1981-Dicembre 1992*

Giorno	Num Oss	Indici	media (%)	deviazione standard	test <i>t</i>	asimmetria	curtosi	test normalità Smirnov-Kolmogorov
Lunedì	576	MIB	-0,098	0,016	-1,43	-0,59	6,20	0,93
		COMIT	-0,097	0,016	-1,46	-0,57	5,94	0,93
		MISE	-0,009	0,013	-0,16	-0,78	9,58	0,90
		MISE-k	-0,021	0,013	-0,38	-0,84	9,91	0,90
Martedì	581	MIB	-0,106	0,013	-1,97	-0,56	7,45	0,94
		COMIT	-0,125	0,013	-2,35	-0,74	8,20	0,93
		MISE	-0,104	0,010	-2,51	-0,47	7,16	0,93
		MISE-k	-0,122	0,010	-3,01	-0,56	7,68	0,93
Mercoledì	594	MIB	0,141	0,014	2,54	0,41	6,31	0,94
		COMIT	0,136	0,013	2,55	0,39	5,65	0,94
		MISE	0,100	0,010	2,35	1,17	8,22	0,91
		MISE-k	0,091	0,010	2,17	1,12	8,04	0,91
Giovedì	595	MIB	0,110	0,014	1,98	-1,10	8,11	0,93
		COMIT	0,107	0,013	1,94	-1,10	7,95	0,93
		MISE	0,094	0,010	2,20	-1,13	7,57	0,93
		MISE-k	0,078	0,010	1,82	-1,16	7,82	0,93
Venerdì	593	MIB	0,131	0,012	2,69	0,03	4,16	0,96
		COMIT	0,139	0,012	2,91	-0,05	4,16	0,96
		MISE	0,158	0,009	4,27	0,07	3,52	0,95
		MISE-k	0,153	0,009	4,14	0,03	3,54	0,95

Nella tabella 2 vengono riproposte le stesse statistiche appena esaminate sui rendimenti giornalieri distinti per giorno della settimana.

In questa analisi, il rendimento di un dato giorno della settimana è stato calcolato quando il precedente giorno di borsa sia risultato non festivo. Dall'esame di queste statistiche si nota l'effetto negativo del martedì, già rilevato in precedenti studi sia per l'Italia che per altre Borse internazionali (si veda Barone, 1990). La discesa dei prezzi del martedì, come è noto, si differenzia dal più citato effetto lunedì che prevaleva nelle Borse nord-americane sino agli anni '70 (Connolly, 1989), e che poteva essere spiegato con la maggiore incertezza che caratterizza la ripresa settimanale delle contrattazioni. Il più elevato grado di asimmetrie informative del lunedì è tuttavia riflesso nel più alto livello della deviazione standard dei rendimenti, che ci suggerisce poi che i volumi di *trading* sono minori in questa giornata, se si accetta l'ipotesi di una relazio-

ne prevalentemente inversa tra volumi e volatilità. L'esame del comportamento dei rendimenti degli altri giorni della settimana merita di segnalare l'andamento positivo del mercoledì, giovedì e venerdì. L'ultimo giorno della settimana infine, si caratterizza per rialzi particolarmente significativi e per una distribuzione dei rendimenti molto vicina all'ipotesi di normalità soprattutto per gli indici MISE.

Nella tabella 3 sono esposte le analisi di correlazione e autocorrelazione degli indici per tre frequenze diverse nella misurazione dei rendimenti.

Dal lato delle correlazioni notiamo che queste tendono ad aumentare al ridursi della frequenza di osservazione delle variazioni degli indici; in ogni caso gli indici considerati sono altamente correlati tra di loro. Per le autocorrelazioni si osservano delle statistiche alquanto diverse sia tra gli indici che per le diverse frequenze. Dai dati giornalieri emergono autocorrelazioni statisticamente significative sino ad un ritardo di tre giorni. Nel primo e nel terzo di segno negativo, mentre nel secondo con segno positivo. Con i rendimenti settimanali si osservano delle autocorrelazioni significative e positive solo al primo ritardo; un fenomeno però che riguarda solo gli indici MIB e COMIT. Anche con la frequenza mensile si osserva la significatività delle autocorrelazioni solo per il primo ritardo, in questo caso però sono gli indici MISE a mostrare dei valori più elevati. In conclusione l'analisi delle autocorrelazioni degli indici azionari mostra delle modeste differenze tra gli indici MIB, COMIT e MISE. Da un punto di vista economico risultano particolarmente importanti solo le autocorrelazioni giornaliere, che sono per tutti gli indici di segno negativo. Un fenomeno questo da addebitare sia all'effetto delle nuove informazioni che alla microstruttura dei mercati azionari (ad esempio, l'effetto dello *spread* denaro-lettera).

## 6. *Analisi empiriche multivariate*

L'obiettivo delle analisi multivariate che andiamo a presentare in questo paragrafo è di indagare il punto centrale della teoria del CAPM precedentemente ricordato, ovvero che l'indice azionario utilizzato come *proxy* del portafoglio di mercato sia efficiente in media varianza<sup>7</sup>. I test del modello uni-fattoriale del CAPM di Sharpe (1964), Lintner (1965) e Black (1972) (di seguito SLB) prendono sempre lo spunto da una rappresentazione statistica del processo di generazione della variazione dei prezzi. Il processo è frequentemente chiamato modello di mercato e la regressione lineare multivariata utilizzata per i test è la seguente

<sup>7</sup> Analisi di efficienza in media varianza degli indici azionari italiani sono state già realizzate nelle ricerche di Roma (1990) e Ferretti-Murgia (1991).

TAB. 3. *Analisi di correlazione e autocorrelazione dei rendimenti degli indici azionari italiani. Periodo Gennaio 1981-Dicembre 1992*

Frequenza dati (num oss)		COMIT	MISE	MISE-k	r1	r2	r3	r4	r5	r6	r7	r8	r9	r10
Giornalieri (3024)	MIB	0,992	0,948	0,951	-0,232	0,109	-0,061	-0,009	-0,002	0,014	-0,006	0,021	-0,036	-0,037
	COMIT		0,953	0,957	-0,244	0,124	-0,078	0,000	-0,008	0,009	0,000	0,014	-0,031	-0,035
	MISE			0,995	-0,298	0,122	-0,061	-0,005	-0,018	0,013	-0,020	0,015	-0,057	-0,013
	MISE-k				-0,302	0,122	-0,065	-0,005	-0,018	0,010	-0,022	0,015	-0,057	-0,012
Settimanali (627)	MIB	0,994	0,951	0,955	0,103	0,001	-0,090	-0,016	0,013	0,042	0,105	-0,075	0,024	-0,039
	COMIT		0,958	0,961	0,096	0,015	-0,078	-0,016	0,009	0,034	0,090	-0,071	0,037	-0,031
	MISE			0,996	0,059	-0,001	-0,101	-0,075	-0,001	0,029	0,079	-0,070	-0,007	-0,018
	MISE-k				0,047	-0,003	-0,112	-0,069	0,001	0,023	0,069	-0,074	0,006	-0,019
Mensili (144)	MIB	0,996	0,962	0,963	-0,169	0,029	-0,112	0,055	-0,045	0,020	-0,069	0,083	-0,053	-0,018
	COMIT		0,968	0,968	-0,172	0,019	-0,106	0,056	-0,049	0,023	-0,053	0,076	-0,063	-0,016
	MISE			0,998	-0,215	-0,005	-0,109	0,030	-0,064	0,022	-0,017	0,076	-0,074	-0,042
	MISE-k				-0,223	-0,006	-0,100	0,032	-0,060	0,025	-0,021	0,074	-0,075	-0,042

Nella parte sinistra della tabella sono riportati i coefficienti di correlazione lineare di Pearson per i quattro indici analizzati. Nella parte destra si presentano i primi dieci coefficienti di autocorrelazione della serie storica. Gli intervalli di confidenza per rifiutare le ipotesi al 5% (1%) sono, sotto l'ipotesi di omoschedasticità, rispettivamente  $\pm 0,036 (\pm 0,055)$  per i dati giornalieri;  $\pm 0,080 (\pm 0,120)$  per i dati settimanali;  $\pm 0,166 (\pm 0,250)$  per i dati mensili.

$$[1] \quad r_{pt} = \alpha_p + \beta_p r_{it} + \epsilon_p, \quad t = 1, \dots, T, \quad p = 1, \dots, N,$$

dove  $r_p$  è il rendimento in eccesso ad una attività finanziaria di riferimento,  $\alpha_p$  è l'intercetta,  $\beta_p$  è il coefficiente angolare. Il fattore comune  $r_t$  rappresenta spesso un rendimento di confronto (sempre in eccesso ad una attività finanziaria di riferimento) o *benchmark*, e  $\beta_p$  è la sensibilità del rendimento del titolo o del portafoglio alle variazioni del rendimento del *benchmark*.  $\epsilon$  è il vettore dei termini d'errore, con media pari a zero e con una matrice di varianza-covarianza  $\Sigma$ . Il modello assume inoltre che gli errori abbiano le seguenti proprietà

$$[2] \quad E[\epsilon_{it}\epsilon_{js}] = \begin{cases} \sigma_{ij}, & s = t; \\ 0, & \text{negli altri casi} \end{cases}$$

per tutti i titoli (o portafogli)  $i$  e  $j$ . Per la specificazione statistica assunta nella [1] è sufficiente che i rendimenti dei titoli o portafogli oggetto del test presentino una distribuzione normale multivariata.

Se gli agenti economici si comportano in modo da minimizzare la varianza del proprio portafoglio per ogni dato livello di rendimento atteso, ed assumendo che il rendimento dell'attività finanziaria di riferimento sia effettivamente privo di rischio, il modello di SLB implica che l'extra-rendimento atteso sarà proporzionale all'extra-rendimento del *benchmark*

$$[3] \quad E[r_{pt}] = \beta_p E[r_{it}], \quad t = 1, \dots, T,$$

Nel modello di SLB, il portafoglio di riferimento,  $r_{it}$  rappresenta un portafoglio *value weighted* di tutta la ricchezza investita; come già detto il cosiddetto portafoglio di mercato. Le strategie di portafoglio perseguite dagli investitori saranno quindi una scelta del grado di *leverage* da assumere nei confronti del portafoglio di mercato. Dalla specificazione della [1] consegue che il modello di SLB impone la seguente restrizione:

$$[4] \quad H_0: \alpha_p = 0$$

Risulta evidente che il portafoglio di mercato deve essere efficiente in media-varianza; da ciò deriva che il test di SLB è *anche* un test di efficienza in media-varianza. Più specificatamente, i test di efficienza in media-varianza sono dei test *diretti* del modello teorico e l'ipotesi nulla ha riguardo all'efficienza dell'indice utilizzato. Altri test del modello sono invece effettuati con stime cross-sezionali tra rendimenti di titoli o portafogli e stime non condizionate dei coefficienti beta ritardati (procedura anche chiamata a *due passi*).

Questi *test*<sup>8</sup> possono essere definiti *indiretti* e l'ipotesi nulla è che la teoria non è empiricamente valida. In sostanza, le due tipologie di test che possono essere adottate per la verifica empirica del modello hanno le ipotesi nulle ed alternative esattamente contrarie<sup>9</sup>.

### 6.1. I test statistici

In questo lavoro adottiamo due test statistici per verificare l'efficienza *ex ante* degli indici in esame nei confronti di diversi portafogli di titoli azionari che saranno descritti fra breve.

Gibbons, Ross e Shanken (1989) propongono un test multivariato della restrizione sull'intercetta del modello di mercato che si è vista nella [4]. Il test viene così formulato:

$$W = \hat{\alpha}' \hat{\Sigma}^{-1} \hat{\alpha} (1 + \hat{\theta}_I^2)^{-1}$$

dove  $\hat{\theta}_I \equiv \bar{r}_I / \sigma_I$  e  $\hat{\Sigma}$  è la matrice non distorta di varianza-covarianza dei residui delle stime OLS del modello di mercato [1]<sup>10</sup>.

Il test statistico risulta quindi

$$\frac{(T - N - 1)T}{(T - 2)N} W$$

dove N è il numero di portafogli utilizzati e T rappresenta il numero di osser-

<sup>8</sup> Come esempio di tali studi si vedano i classici lavori di Black-Jensen-Scholes (1972) e Fama-MacBeth (1973). Per l'evidenza empirica sul mercato azionario italiano si veda Caprio (1989) e Attanasio-Rigotti (1991).

<sup>9</sup> Queste precisazioni ci sembrano quanto mai rilevanti, se non altro per l'acceso dibattito scientifico che ha prodotto il recente lavoro di Fama e French (1992) che rifiuta la validità empirica del CAPM. Per una più estesa discussione di questi temi si vedano Roll-Ross (1994) e Kandel-Stambaugh (1994).

<sup>10</sup> È possibile subito notare che la migliore efficienza di un *benchmark* è in realtà legata alla sua migliore performance. Infatti il test W dipende direttamente dalla misura di  $\hat{\theta}_I$ , che corrisponde al noto indice di Sharpe (1966). L'indice di Sharpe è una misura di valutazione della performance della prima generazione di studi che si sono occupati della metodologia di valutazione delle performance dei portafogli finanziari gestiti attivamente. Gli indici azionari sono dei portafogli finanziari non gestiti (o passivi) e quindi l'indice di Sharpe è metodologicamente appropriato. Non sarebbe invece appropriato per valutare la performance di portafogli finanziari gestiti attivamente che, per definizione, modificano continuamente i pesi dell'investimento nei singoli *assets* onde catturare dei rendimenti addizionali da specifici titoli o dagli *shifts* dei diversi mercati finanziari.

vazioni della serie temporale esaminata. Il test statistico segue una distribuzione del tipo F con gradi di libertà uguali a N al numeratore e T-N-1 al denominatore.

Il secondo test da noi utilizzato in questa ricerca è un test di massima verosimiglianza (LRT), sebbene deviazioni dall'ipotesi di normalità dei residui influiscano sulla distribuzione in campioni di ampiezza finita della statistica, le simulazioni suggeriscono che il test F è abbastanza robusto rispetto a questo tipo di problemi, mentre nessuno dei test alternativi che non si basano sulla verosimiglianza risulta uniformemente migliore (Gibbons, Ross e Shanken, 1989).

## 6.2. Le caratteristiche dei portafogli azionari

Sebbene i test di efficienza in media varianza potrebbero essere realizzati confrontando direttamente i singoli titoli con gli indici azionari, abbiamo preferito effettuare dei raggruppamenti in portafogli per diverse ragioni. La prima è di carattere metodologico ed è stata illustrata dagli stessi Gibbons, Ross e Shanken (1989). Dato un numero T di osservazioni della serie temporale, il numero N di portafogli o titoli deve essere non superiore a T per fare in modo che la matrice  $\Sigma$ ; rimanga non singolare. Gli stessi Gibbons, Ross e Shanken conducono poi delle simulazioni per dimostrare che N deve essere tenuto particolarmente basso per aumentare la potenza del test. La seconda motivazione trova fondamento nella necessità di ridurre il rischio idiosincratco delle stime, che sarebbe ovviamente più elevato nel caso utilizzassimo i singoli titoli. Infine, la scelta di costruire dei portafogli azionari è stata sollecitata dalla nostra curiosità di esaminare quale strategia di portafoglio abbia prodotto nel mercato azionario italiano un valore addizionale statisticamente ed economicamente importante. Un aspetto questo che ci sembra scarsamente indagato nella letteratura, ma che riteniamo particolarmente interessante.

I portafogli azionari sono stati costruiti seguendo alcuni criteri che sono alquanto comuni nelle strategie di portafoglio degli investitori istituzionali. Recentemente Fama e French (1992) hanno dimostrato che sia la dimensione del titolo (capitalizzazione di borsa) che il rapporto mezzi propri contabili del titolo/capitalizzazione di borsa, costituiscono dei fattori di rischio preminenti per la valutazione di mercato.

Le tipologie di portafoglio da noi esaminate sono sei e tengono conto del rapporto dividendo/prezzo (il *dividend yield*, di seguito D/P), del rapporto utile netto per azione/prezzo (l'*earnings yield*, di seguito E/P), del rapporto mezzi propri contabili del titolo/capitalizzazione di borsa (di seguito BE/ME) e della capitalizzazione di borsa (di seguito ME). Due ulteriori portafogli sono poi ottenuti raggruppando contemporaneamente i titoli azionari sia per ME che per il D/P o l'E/P.

Particolare cura ed attenzione abbiamo riposto nella strategia *ex ante* di collocamento dei titoli nei vari portafogli. Tenendo presente che entro la fine di giugno di ogni anno il mercato azionario italiano ha a disposizione le informazioni complete sul bilancio dell'anno precedente<sup>11</sup>, abbiamo classificato tutti i titoli quotati sulla base dei diversi criteri prima esposti e proceduto a calcolare i rendimenti di portafoglio dal mese di luglio. I portafogli hanno mantenuto gli stessi titoli sino al giugno successivo. I rendimenti di ogni portafoglio sono stati calcolati tenendo in considerazione il peso della capitalizzazione di ogni titolo ricompreso (quindi *value weighted*); i rendimenti mensili dei titoli azionari sono stati calcolati con i prezzi dell'ultimo giorno di borsa, tenendo conto delle operazioni sul capitale e dei dividendi distribuiti. Successivamente, per le stime di efficienza in media varianza, abbiamo sottratto sia ai rendimenti di portafoglio che ai rendimenti degli indici il rendimento mensile netto del tasso d'interesse dei BOT a sei mesi rilevato alle aste di fine mese precedente.

Per ogni portafoglio abbiamo calcolato insieme ai rendimenti *value weighted* anche altre statistiche di interesse che riguardano sia i *ratio* fondamentali che le informazioni sul numero dei titoli ricompresi ed il loro valore aggregato di mercato. I rapporti medi D/P, E/P e BE/ME riportati per ogni portafoglio sono medie semplici dei valori mensili calcolati come rapporti *value weighted* tra i titoli ricompresi nel portafoglio. Le tabelle da 4 a 9 presentano le statistiche descrittive sui valori medi mensili dei diversi portafogli relativi ai rendimenti, alla capitalizzazione, al numero dei titoli, ed ai rapporti dell'*earnings yield*, del *dividend yield* e dei mezzi propri per azione sulla capitalizzazione di borsa.

La tabella 4 presenta le statistiche dei portafogli raggruppati contemporaneamente per la capitalizzazione di borsa e per il *dividend yield*.

Una volta suddivisi i titoli in due gruppi sulla base della capitalizzazione di borsa (piccoli e grandi), per ogni gruppo si sono individuati i titoli a dividendo zero che sono stati allocati in un unico portafoglio (il primo e il quinto), e le restanti azioni sono state equidistribuite negli altri tre portafogli di ogni gruppo sulla base di un *dividend yield* crescente. Questa duplice ripartizione ha l'obiettivo di esaminare l'impatto del *dividend yield* sulla performance di portafoglio neutralizzando gli eventuali effetti distorsivi connessi alla capitalizzazione di borsa. L'esame della tabella 4 ci fornisce alcune indicazioni in merito alla relazione rendimenti/dividendi. I portafogli 1 e 5 mostrano dei rendimenti non diversi da zero e sono composti prevalentemente da titoli che non pagano i dividendi perché in perdita (E/P è negativo). Sempre per questi portafogli os-

<sup>11</sup> Come è noto ciò è vero per la gran parte delle società quotate ma non per tutte. Abbiamo effettuato la costruzione dei portafogli spostando o al dicembre precedente o al settembre successivo il nostro punto di partenza per il raggruppamento di portafoglio e non abbiamo ottenuto dei risultati sostanzialmente diversi.

serviamo che la capitalizzazione di borsa è inferiore ai valori di libro. Nei portafogli a dividendo positivo si nota una relazione positiva tra entità del *dividend yield* e misura del rendimento medio per il gruppo dei titoli minori. Ci sembra meno significativa nel caso dei titoli a più elevata capitalizzazione.

La tabella 5 presenta le statistiche dei portafogli raggruppati contemporaneamente per la capitalizzazione di borsa e per l'*earnings yield*.

Una volta suddivisi i titoli in due gruppi sulla base della capitalizzazione di borsa (piccoli e grandi), per ogni gruppo si sono individuati i titoli con l'utile netto per azione nullo o negativo che sono stati allocati in un unico portafoglio (il primo e il quinto), e le restanti azioni sono state equidistribuite negli altri tre portafogli di ogni gruppo sulla base di un *earnings yield* crescente. Anche per questa seconda categoria di portafogli la duplice ripartizione trova spiegazione nella necessità di esaminare l'impatto di E/P sulla *performance* di portafoglio neutralizzando gli eventuali effetti distorsivi connessi alla capitalizzazione di borsa. In questa categoria, i portafogli 1 e 5 mostrano dei rendimenti medi sostanzialmente nulli, ricomprendono dei titoli che in media pagano comunque dei modesti dividendi, e la loro valutazione di borsa è sistematicamente inferiore ai valori del patrimonio netto per azione. Negli altri portafogli, notiamo ancora una relazione positiva tra entità di E/P e misura del rendimento medio per il gruppo dei titoli minori, ed una relazione più debole nel caso dei titoli a più elevata capitalizzazione.

Nella tabella 6 mostriamo le statistiche dei portafogli raggruppati esclusivamente per il *dividend yield*.

Abbiamo innanzitutto individuato i titoli a dividendo zero che sono stati allocati in un unico portafoglio (il primo), e le restanti azioni sono state equidistribuite negli altri sette portafogli tenendo conto della misura di D/P. La prima osservazione di interesse riguarda il quasi perfetto parallelismo tra la misura del D/P medio di portafoglio e l'*earnings yield*. Unica eccezione è rappresentata dal portafoglio 8 che mostra una leggera flessione del rapporto E/P. La seconda osservazione riguarda il rapporto BE/ME che sembra anch'esso muoversi in sintonia con E/P e D/P; il primo e l'ultimo portafoglio sono sicuramente ritenuti alquanto rischiosi dal mercato dato che i valori di borsa sono inferiori ai valori contabili. Infine, notiamo che il *sort* dei titoli sulla base di un *dividend yield* crescente non sembra legato in modo continuo al rendimento medio di portafoglio. Non è improbabile che altri fattori di rischio siano all'opera per produrre una marcata discontinuità in tale relazione.

La tabella 7 contiene le statistiche descrittive per i portafogli raggruppati esclusivamente per l'*earnings yield*.

Anche per questa tipologia di portafogli abbiamo preliminarmente selezionato i titoli con un utile netto per azione nullo o negativo e li abbiamo raggruppati nel primo portafoglio; le restanti azioni sono state equidistribuite negli altri sette portafogli sulla base di un rapporto E/P crescente. Per questa categoria di portafogli notiamo ancora un quasi perfetto parallelismo tra la misu-



TAB. 4. Statistica descrittiva per gli otto portafogli costruiti sulla base della capitalizzazione e del rapporto dividendo/prezzo (dividend yield D/P). Periodo Gennaio 1981-Dicembre 1992 (144 mesi).

Portafoglio	Rendimento mensile			Capitalizzazione Media (Miliardi)	Numero medio titoli	Media (%) E/P	Media (%) D/P	Media BE/ME
	Media (%)	Dev Std	T-stat					
1	0,800	0,074	1,29	92,9	14,7	-10,8	0,00	1,25
2	0,982	0,064	1,83	95,7	13,2	3,90	1,64	0,57
3	1,064	0,062	2,07	98,7	17,7	5,31	3,20	0,72
4	1,084	0,065	2,01	91,0	19,0	6,67	6,45	0,81
5	0,738	0,080	1,11	1006,7	6,8	-13,5	0,00	1,07
6	1,423	0,085	2,01	5694,3	23,0	3,30	1,29	0,39
7	1,070	0,077	1,67	2202,7	17,9	5,55	3,17	0,63
8	1,437	0,076	2,25	2001,9	16,6	7,78	6,20	1,22

Alla fine del mese di Giugno di ogni anno  $t$ , tutti i titoli negoziati alla Borsa Valori di Milano sono stati allocati in due gruppi (piccoli e grandi) sulla base della capitalizzazione di borsa, ME, alla fine del Dicembre dell'anno  $t-1$ . Gli stessi titoli sono stati allocati indipendentemente in quattro gruppi sulla base del rapporto dividendo per azione/prezzo di mercato alla fine del Dicembre dell'anno  $t-1$  (D/P). Il dividendo per azione è il dividendo unitario distribuito nell'anno  $t$  relativo all'esercizio sociale dell'anno  $t-1$ .

Preliminarmente, sono stati individuati i titoli con un rapporto D/P nullo che sono stati inseriti nel primo portafoglio di ogni classe di capitalizzazione, e successivamente sono stati ripartiti i restanti titoli in tre gruppi sulla base di un rapporto D/P crescente (basso, medio e alto). Gli otto portafogli sono pertanto la risultante dell'intersezione tra i due gruppi sulla base di ME e i quattro gruppi sulla base di D/P. I rendimenti mensili di portafoglio sono stati calcolati come rendimenti ponderati per la capitalizzazione di borsa (*value weighted*) di ogni titolo effettivamente ricompreso nel portafoglio in ogni mese dal Luglio dell'anno  $t$  al Giugno dell'anno  $t+1$ , e il portafoglio è stato ricostruito dal mese di Giugno dell'anno  $t+1$ . Le statistiche relative alla capitalizzazione (ME), al rapporto utile per azione/prezzo (E/P), al rapporto dividendo per azione/prezzo (D/P) e al rapporto mezzi propri per azione/prezzo (BE/ME) sono medie semplici dei valori di ogni mese ponderati per la capitalizzazione mensile di ogni titolo ricompreso nel portafoglio. Tutti i dati relativi agli utili netti di bilancio, dividendi per azione, mezzi propri (o patrimonio netto) totali e numero di azioni in circolazione sono tratti dalle pubblicazioni di Mediobanca: «Le principali società italiane» e «Indici e Dati».

TAB. 5. *Statistica descrittiva per gli otto portafogli costruiti sulla base della capitalizzazione e dell'earnings yield (E/P). Periodo Gennaio 1981-Dicembre 1992 (144 mesi)*

Portafoglio	Rendimento mensile			Capitalizzazione Media (Miliardi)	Numero medio titoli	Media (%) E/P	Media (%) D/P	Media BE/ME
	Media (%)	Dev Std	T-stat					
1	0,257	0,094	0,33	79,2	8,4	-26,4	1,29	1,52
2	0,752	0,064	1,42	96,8	18,5	2,13	2,70	0,69
3	1,360	0,065	2,51	98,5	17,1	4,95	3,55	0,71
4	1,417	0,068	2,52	93,2	20,5	9,79	3,96	0,80
5	0,021	0,087	0,03	576,9	3,1	-27,5	0,52	1,10
6	1,181	0,077	1,84	6148,2	21,3	2,13	1,50	0,35
7	1,139	0,083	1,66	2631,3	21,6	4,77	3,13	0,70
8	1,738	0,079	2,64	1760,5	18,4	9,63	4,60	0,98

Alla fine del mese di Giugno di ogni anno  $t$ , tutti i titoli negoziati alla Borsa Valori di Milano sono stati allocati in due gruppi (piccoli e grandi) sulla base della capitalizzazione di borsa ME, alla fine del Dicembre dell'anno  $t-1$ . Gli stessi titoli sono stati allocati indipendentemente in quattro gruppi sulla base del rapporto utile per azione/prezzo di mercato alla fine del Dicembre dell'anno  $t-1$  (E/P). L'utile per azione è stato calcolato come rapporto tra l'utile netto totale del bilancio dell'anno  $t-1$  e il numero delle azioni in circolazione alla fine del Dicembre dell'anno  $t-1$ . Preliminarmente, sono stati individuati i titoli con un rapporto E/P negativo o nullo che sono stati inseriti nel primo portafoglio di ogni classe di capitalizzazione, e successivamente sono stati ripartiti i restanti titoli in tre gruppi sulla base di un rapporto E/P crescente (basso, medio e alto). Gli otto portafogli sono pertanto la risultante dell'intersezione tra i due gruppi sulla base di ME e i quattro gruppi sulla base di E/P. I rendimenti mensili di portafoglio sono stati calcolati come rendimenti ponderati per la capitalizzazione di borsa (*value weighted*) di ogni titolo effettivamente ricompreso nel portafoglio in ogni mese dal Luglio dell'anno  $t$  al Giugno dell'anno  $t+1$ , e il portafoglio è stato ricostruito dal mese di Giugno dell'anno  $t+1$ . Le statistiche relative alla capitalizzazione (ME), al rapporto utile per azione/prezzo (E/P), al rapporto dividendo per azione/prezzo (D/P) e al rapporto mezzi propri per azione/prezzo (BE/ME) sono medie semplici dei valori di ogni mese ponderati per la capitalizzazione mensile di ogni titolo ricompreso nel portafoglio. Tutti i dati relativi agli utili netti di bilancio, dividendi per azione, mezzi propri (o patrimonio netto) totali e numero di azioni in circolazione sono tratti dalle pubblicazioni di Mediobanca: «Le principali società italiane» e «Indici e Dati».

TAB. 6. Statistica descrittiva per gli otto portafogli costruiti sulla base del rapporto dividendo per azione/prezzo (dividend yield D/P). Periodo Gennaio 1981-Dicembre 1992 (144 mesi)

Portafoglio	Rendimento mensile			Capitalizzazione Media (Miliardi)	Numero medio titoli	Media (%) E/P	Media (%) D/P	Media BE/ME
	Media (%)	Dev Std	T-stat					
1	0,812	0,075	1,29	840,9	21,5	-13,6	0,00	1,14
2	1,496	0,084	2,14	5729,8	18,1	2,86	0,95	0,33
3	0,658	0,087	0,91	2295,4	14,7	4,24	1,91	0,56
4	1,554	0,085	2,18	2837,6	14,8	4,55	2,59	0,53
5	0,902	0,079	1,38	1472,7	15,0	5,89	3,28	0,65
6	1,048	0,071	1,77	987,5	14,9	6,80	3,99	0,75
7	1,111	0,076	1,76	1839,8	14,9	7,72	5,04	0,97
8	1,807	0,082	2,63	1436,4	14,8	7,12	8,28	1,35

Alla fine del mese di Giugno di ogni anno  $t$ , tutti i titoli negoziati alla Borsa Valori di Milano sono stati allocati in otto portafogli sulla base del rapporto dividendo per azione/prezzo di mercato alla fine del Dicembre dell'anno  $t-1$  (D/P). Il dividendo per azione è il dividendo unitario distribuito nell'anno  $t$  relativo all'esercizio sociale dell'anno  $t-1$ .

Preliminarmente, sono stati individuati i titoli con un rapporto D/P nullo che sono stati inseriti nel primo portafoglio, e successivamente sono stati ripartiti i restanti titoli in sette gruppi sulla base di un rapporto D/P crescente. I rendimenti mensili di portafoglio sono stati calcolati come rendimenti ponderati per la capitalizzazione di borsa (*value weighted*) di ogni titolo effettivamente ricompreso nel portafoglio in ogni mese dal Luglio dell'anno  $t$  al Giugno dell'anno  $t+1$ , e il portafoglio è stato ricostruito dal mese di Giugno dell'anno  $t+1$ . Le statistiche relative alla capitalizzazione (ME), al rapporto utile per azione/prezzo (E/P), al rapporto dividendo per azione/prezzo (D/P) e al rapporto mezzi propri per azione/prezzo (BE/ME) sono medie semplici dei valori di ogni mese ponderati per la capitalizzazione mensile di ogni titolo ricompreso nel portafoglio. Tutti i dati relativi agli utili netti di bilancio, dividendi per azione, mezzi propri (o patrimonio netto) totali e numero di azioni in circolazione sono tratti dalle pubblicazioni di Mediobanca: «Le principali società italiane» e «Indici e Dati».

TAB. 7. Statistica descrittiva per gli otto portafogli costruiti sulla base del rapporto utile per azione/prezzo (earning yield E/P). Periodo Gennaio 1981-Dicembre 1992 (144 mesi)

Portafoglio	Rendimento mensile			Capitalizzazione Media (Miliardi)	Numero medio titoli	Media (%) E/P	Media (%) D/P	Media BE/ME
	Media (%)	Dev Std	T-stat					
1	0,157	0,091	0,21	491,5	11,5	-32,3	0,90	1,45
2	0,919	0,077	1,42	6700,2	18,6	1,47	1,37	0,39
3	1,191	0,077	1,86	2157,5	16,4	2,80	1,93	0,46
4	0,893	0,084	1,27	2882,8	16,5	3,80	2,28	0,61
5	1,161	0,081	1,71	1723,6	16,4	4,92	3,25	0,67
6	1,195	0,078	1,84	1531,7	16,4	6,16	4,41	0,89
7	1,579	0,081	2,34	1403,4	16,5	8,02	4,17	0,77
8	1,958	0,083	2,84	1398,0	16,5	11,94	4,25	1,04

Alla fine del mese di Giugno di ogni anno  $t$ , tutti i titoli negoziati alla Borsa Valori di Milano sono stati allocati in otto portafogli sulla base del rapporto utile per azione/prezzo di mercato alla fine del Dicembre dell'anno  $t-1$  (earnings yield E/P). L'utile per azione è stato calcolato come rapporto tra l'utile netto totale del bilancio dell'anno  $t-1$  e il numero delle azioni in circolazione alla fine del Dicembre dell'anno  $t-1$ . Preliminarmente, sono stati individuati i titoli con un rapporto E/P negativo o nullo che sono stati inseriti nel primo portafoglio, e successivamente sono stati ripartiti i restanti titoli in sette gruppi sulla base di un rapporto E/P crescente. I rendimenti mensili di portafoglio sono stati calcolati come rendimenti ponderati per la capitalizzazione di borsa (*value weighted*) di ogni titolo effettivamente ricompreso nel portafoglio in ogni mese dal Luglio dell'anno  $t$  al Giugno dell'anno  $t+1$ , e il portafoglio è stato ricostruito dal mese di Giugno dell'anno  $t+1$ . Le statistiche relative alla capitalizzazione (ME), al rapporto utile per azione/prezzo (E/P), al rapporto dividendo per azione/prezzo (D/P) e al rapporto mezzi propri per azione/prezzo (BE/ME) sono medie semplici dei valori di ogni mese ponderati per la capitalizzazione mensile di ogni titolo ricompreso nel portafoglio. Tutti i dati relativi agli utili netti di bilancio, dividendi per azione, mezzi propri (o patrimonio netto) totali e numero di azioni in circolazione sono tratti dalle pubblicazioni di Mediobanca: «Le principali società italiane» e «Indici e Dati».

ra di E/P e D/P; si può poi osservare un simile andamento (meno marcato) per il rapporto BE/ME.

Per quanto riguarda la relazione tra i rendimenti medi e la variabile utilizzata per il raggruppamento notiamo un andamento meno discontinuo di quanto abbiamo osservato, ad esempio, per il caso del rapporto D/P. Almeno dal portafoglio 4 al portafoglio 8 vi è una relazione positiva e continua tra il rendimento medio mensile e il valore medio del rapporto E/P. Ci sembra in sostanza che si può affermare che gli utili sono una variabile più convincente – a differenza dei dividendi – per l'individuazione di titoli di cui il mercato si attende una migliore *performance*<sup>12</sup>.

Nella tabella 8 presentiamo le statistiche descrittive per i portafogli raggruppati per il rapporto tra i mezzi propri (o patrimonio netto) per azione e la relativa capitalizzazione di borsa.

Per questi portafogli abbiamo preliminarmente selezionato i titoli con un rapporto BE/ME nullo o negativo e li abbiamo raggruppati nel primo portafoglio; nell'arco dei dodici anni analizzati si è presentato il caso di un solo titolo, e di conseguenza abbiamo preferito eliminare dalle analisi il primo portafoglio di questa categoria. Le restanti azioni sono state equidistribuite negli altri sette portafogli sulla base di un rapporto BE/ME crescente. Per questa tipologia di portafogli notiamo una relazione molto discontinua tra i rendimenti medi mensili e la variabile di *sort* utilizzata. Allo stesso modo, non vediamo alcuna relazione significativa tra i rapporti E/P, D/P e BE/ME.

Infine, la tabella 9 presenta le statistiche descrittive per i portafogli raggruppati sulla base della capitalizzazione di borsa.

L'esame delle statistiche rivela che nel nostro mercato non vi è una regolare relazione inversa tra rendimenti medi e capitalizzazione di borsa (*size effect*) che si è spesso osservata in altre borse. Il primo portafoglio ha sì il rendimento medio più elevato, ma denota anche una presenza di titoli che hanno delle *performance* economiche mediamente negative. Al contrario notiamo una seppur debole relazione positiva tra rendimenti e capitalizzazione per il gruppo dei titoli maggiori. Nell'analisi tra i tre rapporti E/P, D/P e BE/ME non ci sembra di rilevare alcuna relazione sistematica. La figura 2 mostra la posizione di ogni portafoglio e dei quattro indici azionari in uno spazio rendimento medio-deviazione standard, e si riferisce all'intero periodo di analisi.

Si nota chiaramente che *ex post* buona parte dei portafogli sono inefficienti; e questo vale anche per gli indici *value weighted*. Tra i portafogli con caratteristiche rischio-rendimento preferibili *ex post* si può distinguere un primo

<sup>12</sup> Occorre ricordare che la nostra strategia di composizione dei portafogli prevede che a giugno di ogni anno i titoli azionari siano classificati sulla base di certe caratteristiche e che per i dodici mesi successivi calcoliamo i rendimenti dei titoli e dei portafogli. In altri termini, la nostra simulazione riflette una strategia *ex ante* di gestione di portafoglio.

TAB. 8. *Statistica descrittiva per gli otto portafogli costruiti sulla base del rapporto mezzi propri/capitalizzazione di borsa (BE/ME). Periodo Gennaio 1981-Dicembre 1992 (144 mesi)*

Portafoglio	Rendimento mensile			Capitalizzazione Media (Miliardi)	Numero medio titoli	Media (%) E/P	Media (%) D/P	Media BE/ME
	Media (%)	Dev Std	T-stat					
1	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.
2	1,382	0,079	2,11	7118,1	20,7	2,44	1,50	0,20
3	0,893	0,077	1,40	2583,7	18,0	5,06	2,48	0,41
4	1,274	0,085	1,79	1756,3	18,2	5,12	3,03	0,55
5	1,483	0,082	2,17	1019,4	18,2	5,75	3,51	0,69
6	0,723	0,077	1,13	1482,2	18,0	1,56	2,94	0,86
7	1,214	0,077	1,89	1536,6	17,9	3,71	3,46	1,08
8	1,433	0,086	2,01	1477,5	17,8	-8,84	4,52	2,21

Alla fine del mese di Giugno di ogni anno  $t$ , tutti i titoli negoziati alla Borsa Valori di Milano sono stati allocati in otto gruppi sulla base del rapporto tra mezzi propri (o patrimonio netto, BE) e capitalizzazione di borsa (ME) alla fine del Dicembre dell'anno  $t + 1$ . I mezzi propri per azione, BE, sono stati calcolati come rapporto tra i mezzi propri totali del bilancio dell'anno  $t - 1$  e il numero delle azioni in circolazione alla fine del Dicembre dell'anno  $t - 1$ . Preliminarmente, sono stati individuati i titoli con un rapporto BE/ME negativo o nullo che sono stati inseriti nel primo portafoglio, e successivamente sono stati ripartiti i restanti titoli in sette gruppi sulla base di un rapporto BE/ME crescente. I rendimenti mensili di portafoglio sono stati calcolati come rendimenti ponderati per la capitalizzazione di borsa (*value weighted*) di ogni titolo effettivamente ricompreso nel portafoglio in ogni mese dal Luglio dell'anno  $t$  al Giugno dell'anno  $t + 1$ , e il portafoglio è stato ricostruito dal mese di Giugno dell'anno  $t + 1$ . Le statistiche relative alla capitalizzazione (ME), al rapporto utile per azione/prezzo (E/P), al rapporto dividendo per azione/prezzo (D/P) e al rapporto mezzi propri per azione/prezzo (BE/ME) sono medie semplici dei valori di ogni mese ponderati per la capitalizzazione mensile di ogni titolo ricompreso nel portafoglio. Tutti i dati relativi agli utili netti di bilancio, dividendi per azione, mezzi propri (o patrimonio netto) totali e numero di azioni in circolazione sono tratti dalle pubblicazioni di Mediobanca: «Le principali società italiane» e «Indici e Dati».

TAB. 9. Statistica descrittiva per gli otto portafogli costruiti sulla base della capitalizzazione di borsa (ME). Periodo Gennaio 1981-Dicembre 1992 (144 mesi)

Portafoglio	Rendimento mensile		T-stat	Capitalizzazione Media (Miliardi)	Numero medio titoli	Media (%) E/P	Media (%) D/P	Media BE/ME
	Media (%)	Dev Std						
1	1,637	0,066	2,99	29,5	16,4	-5,38	2,61	1,17
2	0,986	0,066	1,78	54,7	16,5	0,92	3,21	0,84
3	1,277	0,068	2,26	88,7	16,3	3,26	3,00	0,84
4	0,889	0,068	1,57	133,4	16,2	1,15	3,31	0,78
5	0,907	0,073	1,48	202,4	16,0	2,03	3,28	0,71
6	0,683	0,071	1,16	336,5	15,9	5,25	2,69	0,71
7	1,365	0,080	2,05	731,7	15,9	3,68	2,77	0,71
8	1,326	0,079	2,02	5693,2	15,7	1,24	2,66	0,69

Alla fine del mese di Giugno di ogni anno  $t$ , tutti i titoli negoziati alla Borsa Valori di Milano sono stati allocati in otto gruppi sulla base della capitalizzazione di borsa (ME) alla fine del Dicembre dell'anno  $t-1$ . La capitalizzazione di borsa di ogni titolo, ME, è stata calcolata come prodotto tra il prezzo di mercato alla fine del Dicembre dell'anno  $t-1$  e il numero delle azioni in circolazione alla fine del Dicembre dell'anno  $t-1$ . I portafogli sono stati costruiti ripartendo equamente tutti i titoli sulla base di un valore ME crescente. I rendimenti mensili di portafoglio sono stati calcolati come rendimenti ponderati per la capitalizzazione di borsa (*value weighted*) di ogni titolo effettivamente ricompreso nel portafoglio in ogni mese dal Luglio dell'anno  $t$  al Giugno dell'anno  $t+1$ , e il portafoglio è stato ricostruito dal mese di Giugno dell'anno  $t+1$ . Le statistiche relative alla capitalizzazione (ME), al rapporto utile per azione/prezzo (E/P), al rapporto dividendo per azione/prezzo (D/P) e al rapporto mezzi propri per azione/prezzo (BE/ME) sono medie semplici del valore di ogni mese ponderati per la capitalizzazione mensile di ogni titolo ricompreso nel portafoglio. Tutti i dati relativi agli utili netti di bilancio, dividendi per azione, mezzi propri (o patrimonio netto) totali e numero di azioni in circolazione sono tratti dalle pubblicazioni di Mediobanca: «Le principali società italiane» e «Indici e Dati».

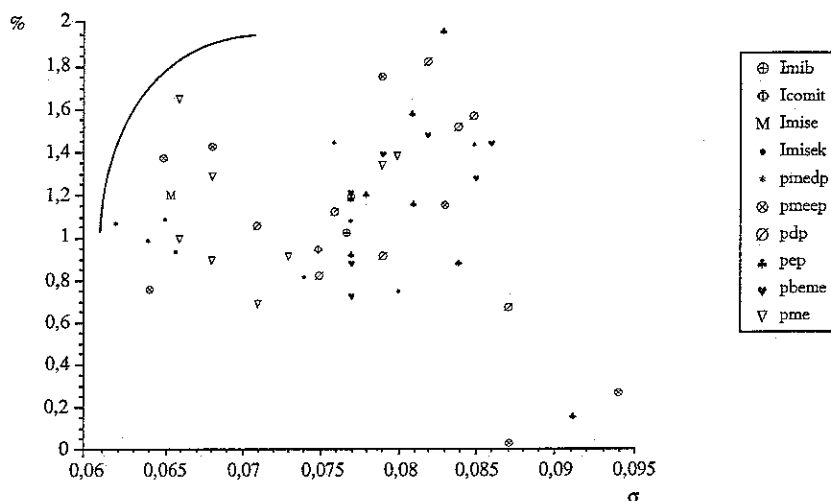


Fig. 2. Rendimento medio e deviazione standard degli indici e dei portafogli azionari. Gen. 1981 - Dic. 1992.

gruppo con una ridotta deviazione standard costituito dal portafoglio (3) costruito sulla base di ME/DP, dal portafoglio (3) sulla base del criterio ME/EP ed il portafoglio (1) fra quelli basati sulla capitalizzazione (ME). L'indice MISE si colloca in prossimità di questi portafogli. Il secondo gruppo è dato da portafogli che presentano rendimenti e volatilità assai più elevati; in particolare il portafoglio (8) fra quelli costruiti sulla base di E/P il portafoglio (8) sulla base di ME/EP ed il portafoglio (8) sulla base di D/P.

### 6.3. Le stime del modello di mercato

Nella tabella 10 presentiamo le statistiche più rilevanti delle stime OLS del modello di mercato [1] di ogni portafoglio nei confronti dei quattro indici qui studiati. Dati i fini dell'analisi di efficienza in media-varianza sopra illustrati, nella tabella abbiamo ritenuto di evidenziare le intercette statisticamente significative ad un livello  $\leq 5\%$ .

Una prima ricognizione delle statistiche ci rivela alcuni fatti interessanti. La stima del rischio di mercato dei portafogli effettuata con gli indici MISE appare sistematicamente più elevata di quella ottenuta sia con il MIB che con il COMMIT. In dettaglio, la media dei coefficienti beta per i 47 portafogli risulta, rispettivamente per MIB, COMMIT, MISE e MISE-k, 0,89-0,91-1,05-1,04.

Per ottenere una più concreta valutazione del fenomeno, abbiamo effettuato un test formale sulle differenze. Mentre per il confronto tra i beta stimati con



TAB. 10. Stime mensili OLS del modello di mercato Gennaio 1981-Dicembre 1992 (144 mesi)

$$\bar{R}_{pt} = \alpha_p + \beta_p \bar{R}_{it} + \tilde{\epsilon}_{pt} \quad \forall p = 1, \dots, N \text{ e } \forall t = 1, \dots, 144$$

Portafogli	MIB			COMIT			MISE			MISE-k			
	$\hat{\alpha}_p$	$\hat{\beta}_p$	$\bar{R}^2$	$\hat{\alpha}_p$	$\hat{\beta}_p$	$\bar{R}^2$	$\hat{\alpha}_p$	$\hat{\beta}_p$	$\bar{R}^2$	$\hat{\alpha}_p$	$\hat{\beta}_p$	$\bar{R}^2$	
ME/DP	1	-0,002	0,813	0,70	-0,001	0,834	0,71	-0,004	0,997	0,77	-0,002	0,994	0,77
	2	-0,000	0,682	0,65	0,000	0,701	0,66	-0,002	0,856	0,75	0,000	0,851	0,75
	3	0,000	0,686	0,72	0,001	0,702	0,73	-0,001	0,862	0,83	0,001	0,855	0,83
	4	0,001	0,717	0,72	0,001	0,737	0,73	-0,001	0,915	0,85	0,001	0,908	0,85
	5	-0,003	0,798	0,58	-0,002	0,847	0,62	-0,005	0,959	0,61	-0,002	0,950	0,60
	6	0,004*	1,082	0,95	0,005*	1,096	0,93	0,002	1,187	0,83	0,005	1,182	0,83
	7	0,001	0,955	0,90	0,001	0,978	0,90	-0,001	1,095	0,86	0,001	1,084	0,85
	8	0,004	0,925	0,86	0,005	0,955	0,87	0,002	1,075	0,84	0,005	1,061	0,83
ME/EP	1	-0,008	0,891	0,52	-0,007	0,918	0,53	-0,010*	1,157	0,64	-0,007	1,154	0,65
	2	-0,003	0,686	0,68	-0,002	0,705	0,69	-0,004	0,861	0,78	-0,002	0,857	0,78
	3	0,003	0,741	0,76	0,004	0,756	0,76	0,002	0,912	0,84	0,004	0,904	0,83
	4	0,004	0,769	0,76	0,005	0,790	0,77	0,002	0,962	0,87	0,005*	0,954	0,86
	5	-0,010	0,682	0,36	-0,009	0,741	0,40	-0,012*	0,872	0,43	-0,009	0,869	0,43
	6	0,002	0,979	0,94	0,002	0,991	0,93	-0,000	1,082	0,84	0,002	1,076	0,84
	7	0,001	1,046	0,94	0,002	1,069	0,94	-0,001	1,178	0,87	0,002	1,167	0,86
	8	0,007*	0,977	0,90	0,008*	1,005	0,91	0,005*	1,132	0,88	0,008*	1,118	0,87

Segue TAB. 10. *Stime mensili OLS del modello di mercato Gennaio 1981-Dicembre 1992 (144 mesi)*

$$\tilde{R}_{pt} = \alpha_p + \beta_p \tilde{R}_{it} + \tilde{\epsilon}_{pt} \quad \forall p = 1, \dots, N \text{ e } \forall t = 1, \dots, 144$$

Portafogli	MIB			COMIT			MISE			MISE-k			
	$\hat{\alpha}_p$	$\hat{\beta}_p$	$\bar{R}^2$	$\hat{\alpha}_p$	$\hat{\beta}_p$	$\bar{R}^2$	$\hat{\alpha}_p$	$\hat{\beta}_p$	$\bar{R}^2$	$\hat{\alpha}_p$	$\hat{\beta}_p$	$\bar{R}^2$	
	1	-0,002	0,810	0,67	-0,001	0,855	0,72	-0,004	0,980	0,72	-0,001	0,973	0,71
	2	0,005	1,041	0,90	0,006*	1,055	0,89	0,003	1,140	0,79	0,006	1,135	0,79
	3	-0,004	1,061	0,88	-0,003	1,082	0,87	-0,006*	1,220	0,84	-0,003	1,212	0,84
D/P	4	0,005*	1,027	0,85	0,006*	1,047	0,84	0,003	1,155	0,78	0,006	1,144	0,77
	5	-0,001	0,931	0,82	-0,000	0,958	0,83	-0,003	1,084	0,81	-0,000	1,075	0,81
	6	0,000	0,827	0,79	0,001	0,847	0,79	-0,001	0,976	0,80	0,001	0,966	0,79
	7	0,001	0,895	0,81	0,002	0,918	0,82	-0,001	1,037	0,79	0,002	1,024	0,78
	8	0,008*	0,956	0,79	0,009	0,987	0,80	0,006*	1,142	0,82	0,009*	1,127	0,80

Nella tabella sono presentate le stime dei parametri e del coefficiente di determinazione del modello di mercato tra gli extra-rendimenti mensili dei portafogli di titoli azionari costruiti sulla base di diversi criteri e gli extra-rendimenti mensili degli indici azionari italiani. Per una descrizione dettagliata dei criteri utilizzati per la costruzione dei portafogli si vedano le tabelle da 4 a 9. Nel modello di regressione utilizzato  $\tilde{R}_{pt}$  rappresenta il vettore degli extra-rendimenti del portafoglio, mentre  $\tilde{R}_{it}$  rappresenta il vettore degli extra-rendimenti dell'indice azionario utilizzato. Il tasso  $r_f$  (*risk-free*) utilizzato per calcolare l'extra-rendimento mensile (dei portafogli e degli indici azionari) è stato ricavato dal tasso delle aste di fine mese precedente dei BOT a 6 mesi. La tabella riporta contrassegnate con l'asterisco \* le intercette significativamente diverse da zero ad un livello  $\leq 5\%$ . Tutti i coefficienti beta stimati sono significativamente diversi da zero ad un livello  $\leq 1\%$ .

Segue TAB. 10. *Stime mensili OLS del modello di mercato Gennaio 1981-Dicembre 1992 (144 mesi)*

$$\tilde{R}_{pt} = \alpha_p + \beta_p \tilde{R}_{it} + \tilde{\epsilon}_{pt} \quad \forall p = 1, \dots, N \text{ e } \forall t = 1, \dots, 144$$

Portafogli	MIB			COMIT			MISE			MISE-k			
	$\hat{\alpha}_p$	$\hat{\beta}_p$	$\bar{R}^2$	$\hat{\alpha}_p$	$\hat{\beta}_p$	$\bar{R}^2$	$\hat{\alpha}_p$	$\hat{\beta}_p$	$\bar{R}^2$	$\hat{\alpha}_p$	$\hat{\beta}_p$	$\bar{R}^2$	
E/P	1	-0,009	0,836	0,49	-0,008	0,895	0,54	-0,011*	1,073	0,59	-0,008	1,067	0,59
	2	-0,001	0,945	0,87	-0,000	0,961	0,86	-0,003	1,062	0,80	-0,000	1,058	0,80
	3	0,002	0,935	0,87	0,002	0,950	0,86	-0,000	1,063	0,82	0,002	1,054	0,81
	4	-0,001	1,036	0,88	-0,000	1,054	0,87	-0,003	1,163	0,81	-0,000	1,151	0,80
	5	0,001	0,993	0,88	0,002	1,019	0,88	-0,001	1,159	0,87	0,002	1,151	0,88
	6	0,002	0,956	0,89	0,003	0,977	0,88	-0,000	1,085	0,83	0,002	1,076	0,82
	7	0,006	0,937	0,78	0,006*	0,965	0,80	0,004	1,092	0,77	0,006	1,078	0,76
	8	0,010*	0,998	0,85	0,010*	1,027	0,86	0,007*	1,174	0,86	0,010	1,159	0,84
BE/ME	1	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.
	2	0,004	0,978	0,91	0,004*	0,990	0,89	0,002	1,068	0,79	0,004	1,064	0,79
	3	-0,001	0,928	0,86	-0,000	0,952	0,86	-0,003	1,078	0,84	-0,001	1,067	0,83
	4	0,003	1,055	0,89	0,003	1,075	0,88	0,000	1,197	0,83	0,0003	1,185	0,82
	5	0,005*	1,003	0,88	0,005*	1,023	0,87	-0,005	1,066	0,82	-0,002	1,055	0,81
	6	-0,003	0,924	0,85	-0,002	0,953	0,87	-0,005	1,066	0,82	-0,002	1,055	0,81
	7	0,002	0,849	0,71	0,003	0,881	0,73	0,000	1,005	0,72	0,003	0,994	0,71
	8	0,004	0,929	0,69	0,005	0,980	0,73	0,002	1,121	0,73	0,005	1,109	0,72

Segue TAB. 10. *Stime mensili OLS del modello di mercato Gennaio 1981-Dicembre 1992 (144 mesi)*

$$\tilde{R}_{pt} = \alpha_p + \beta_p \tilde{R}_{it} + \tilde{\epsilon}_{pt} \quad \forall p = 1, \dots, N \text{ e } \forall t = 1, \dots, 144$$

Portafogli	MIB			COMIT			MISE			MISE-k			
	$\hat{\alpha}_p$	$\hat{\beta}_p$	$\bar{R}^2$	$\hat{\alpha}_p$	$\hat{\beta}_p$	$\bar{R}^2$	$\hat{\alpha}_p$	$\hat{\beta}_p$	$\bar{R}^2$	$\hat{\alpha}_p$	$\hat{\beta}_p$	$\bar{R}^2$	
	1	0,006	0,665	0,60	0,007*	0,684	0,61	0,005	0,843	0,70	0,007*	0,837	0,70
	2	-0,000	0,728	0,70	0,000	0,748	0,71	-0,002	0,922	0,82	0,000	0,915	0,82
	3	0,003	0,788	0,79	0,003	0,806	0,79	0,001	0,968	0,86	0,003	0,962	0,86
ME	4	-0,001	0,759	0,74	-0,001	0,780	0,74	-0,003	0,955	0,85	-0,001	0,948	0,84
	5	-0,001	0,864	0,81	-0,000	0,888	0,82	-0,003	1,058	0,88	-0,000	1,048	0,88
	6	-0,003	0,834	0,82	-0,003	0,857	0,83	-0,005*	1,004	0,86	-0,003	0,996	0,86
	7	0,004*	1,002	0,93	0,004*	1,029	0,93	0,001	1,170	0,92	0,004*	1,160	0,91
	8	0,003	1,005	0,95	0,004*	1,030	0,96	0,001	1,114	0,85	0,004	1,105	0,85

Nella tabella sono presentate le stime dei parametri e del coefficiente di determinazione del modello di mercato fra gli extra-rendimenti mensili dei portafogli di titoli azionari costruiti sulla base di diversi criteri e gli extra-rendimenti mensili degli indici azionari italiani. Per una descrizione dettagliata dei criteri utilizzati per la costruzione dei portafogli si vedano le tabelle da 4 a 9. Nel modello di regressione utilizzato  $R_{pt}$  rappresenta il vettore degli extra-rendimenti del portafoglio, mentre  $R_{it}$  rappresenta il vettore degli extra-rendimenti dell'indice azionario utilizzato. Il tasso  $r_f$  (*risk-free*) utilizzato per calcolare l'extra-rendimento mensile (dei portafogli e degli indici azionari) è stato ricavato dal tasso delle aste di fine mese precedente dei BOT a 6 mesi. La tabella riporta contrassegnati con l'asterisco \* le intercette significativamente diverse da zero ad un livello  $\leq 5\%$ . Tutti i coefficienti beta stimati sono significativamente diversi da zero ad un livello  $\leq 1\%$ .

il MIB e con il COMIT i coefficienti non risultano staticamente diversi, il test  $t$  è risultato altamente significativo (valore  $p$  inferiore all'1%) nel confronto tra MIB o COMIT contro il MISE e il MISE-k. Al contrario, i coefficienti beta tra i due indici MISE non sono risultati significativamente diversi. In altri termini, è possibile argomentare che i coefficienti beta di un portafoglio stimati con un indice *value weighted* sono significativamente diversi dagli stessi stimati con un indice *equally weighted*.

Le implicazioni di questo risultato appaiono chiare e rilevanti. Qualsiasi esercizio di valutazione economico-finanziaria che utilizzasse alternativamente come *benchmark* il MIB (o il COMIT) rispetto all'indice MISE, produrrebbe risultati sensibilmente diversi. La prima conferma a questa nostra conclusione appare subito dalla tabella 10, quando osserviamo sia la frequenza che il segno delle intercette statisticamente significative:

- con l'indice MIB abbiamo 9 intercette significative, tutte di segno positivo;
- con il COMIT troviamo 13 intercette significative, tutte di segno positivo;
- con il MISE otteniamo 8 intercette significative, 5 con segno negativo e solo 3 positive;
- con il MISE-k otteniamo 6 intercette significative, tutte con segno positivo.

Di particolare interesse ci sembrano poi le relazioni che abbiamo trovato tra i rendimenti medi di portafoglio e il relativo beta. Il coefficiente di correlazione di Spearman è risultato pari a 0,376 ( $p = 0,009$ ) per l'indice MIB, 0,375 ( $p = 0,009$ ) per il COMIT, 0,322 ( $p = 0,027$ ) per il MISE e 0,307 ( $p = 0,036$ ) per il MISE-k. Al contrario, non vi è nessuna relazione significativa tra i rendimenti di portafoglio e la misura dello scarto quadratico medio ( $\rho = 0,095$  e  $p = 0,524$ )<sup>13</sup>.

Una ulteriore osservazione sui risultati delle stime OLS riguarda la variabilità dei rendimenti di portafoglio spiegata dai diversi indici. Notiamo che, in generale, essa non è molto diversa. Se infatti le regressioni con gli indici MIB e COMIT raggiungono degli  $\bar{R}^2$  più elevati per certi portafogli, quali quelli composti da titoli con capitalizzazione più elevata, le misure del coefficiente di determinazione si innalzano viceversa nelle regressioni tra i portafogli di titoli minori con gli indici MISE.

Nella figura 3 riportiamo la relazione fra rendimento medio e beta misurato nei confronti dell'indice MISE per tutti i portafogli analizzati.

L'occhio esperto individuerà nel grafico l'esistenza, per il periodo analizza-

<sup>13</sup> La migliore correlazione tra i rendimenti medi di portafoglio e il beta stimato con gli indici *value weighted* (MIB e COMIT) è dovuta alla metodologia di costruzione dei rendimenti di portafoglio, che è anch'essa *value weighted*.

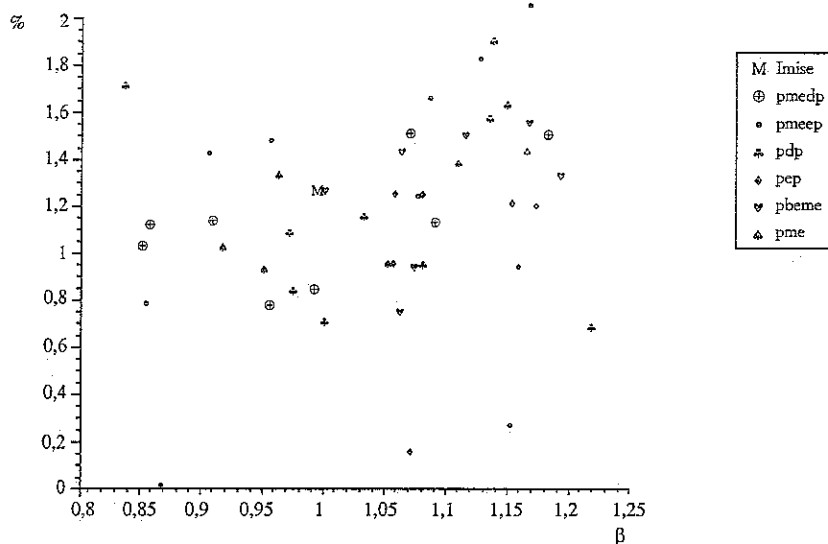


Fig. 3. Rendimento medio e coefficiente beta con l'indice MISE dei portafogli azionari. Gen. 1981 - Dic. 1992.

to, di una relazione positiva fra rendimento medio e beta, più o meno accentuata a seconda del criterio utilizzato nella costruzione dei portafogli. Non abbiamo tuttavia analizzato tale relazione più in dettaglio anzitutto perché l'obiettivo del lavoro non è una verifica del modello SLB e, secondariamente, perché il numero di portafogli qui utilizzati non permette di fare inferenze sulla relazione *cross-section* fra rendimenti e beta.

#### 6.4. Test multivariati di efficienza in media-varianza

La tabella 11 riporta i risultati dei tests LRT e W sopra descritti e, sotto ad ogni statistica in parentesi, riportiamo il livello di probabilità marginale.

Per gli indici MIB e COMIT l'ipotesi nulla del test [4] viene sempre rifiutata per qualsiasi tipologia di portafoglio almeno al 5%. In molti casi, e soprattutto per l'indice COMIT, il livello di significatività è ben più elevato.

Assai diversi ci paiono, al contrario, i risultati per gli indici MISE. Per le tipologie di portafoglio ME/DP, BE/ME, ME l'ipotesi nulla non può essere rifiutata ai livelli standard di significatività. Per i portafogli D/P l'ipotesi nulla viene rifiutata soprattutto per l'indice MISE-k, e ad un livello di significatività più debole anche per l'indice MISE.

Minori dubbi sul rifiuto dell'ipotesi nulla abbiamo invece per i portafogli che vengono composti tenendo presente il rapporto tra utile netto e valore di

TAB. 11. Test di efficienza in media-varianza degli indici azionari italiani. Periodo Gennaio 1981-Dicembre 1992 (144 mesi)

$$\tilde{R}_{pt} = \alpha_p + \beta_p \tilde{R}_{it} + \tilde{\epsilon}_{pt} \quad \forall p = 1, \dots, N \text{ e } \forall t = 1, \dots, 144$$

$$H_0 : \hat{\alpha}_p = 0 \quad \forall p = 1, \dots, N$$

Indice azionario	Statistica	Criterio utilizzato per la costruzione dei portafogli					
		ME/DP	ME/EP	D/P	E/P	BE/ME	ME
MIB	num. portaf.	8	8	8	8	7	8
	<i>LRT</i>	2,5675	4,3227	3,0570	3,0825	3,3952	2,3846
	(valore p)	(0,0122)	(0,0001)	(0,0034)	(0,0032)	(0,0023)	(0,0195)
	<i>W</i>	2,2285	3,4412	2,5881	2,6064	2,8901	2,0893
	(valore p)	(0,0289)	(0,0012)	(0,0116)	(0,0111)	(0,0076)	(0,0409)
COMIT	num. portaf.	8	8	8	8	7	8
	<i>LRT</i>	2,6782	4,3379	3,3445	3,6030	4,3187	3,5802
	(valore p)	(0,0092)	(0,0001)	(0,0016)	(0,0008)	(0,0002)	(0,0008)
	<i>W</i>	2,3113	3,4507	2,7913	2,9690	3,5332	2,9535
	(valore p)	(0,0235)	(0,0012)	(0,0068)	(0,0043)	(0,0016)	(0,0045)
MISE	num. portaf.	8	8	8	8	7	8
	<i>LRT</i>	0,7959	2,4138	2,0751	2,4100	1,4636	1,9864
	(valore p)	(0,6072)	(0,0181)	(0,0424)	(0,0183)	(0,1854)	(0,0526)
	<i>W</i>	0,7600	2,1116	1,8477	2,1086	1,3609	1,7771
	(valore p)	(0,6385)	(0,0387)	(0,0735)	(0,0390)	(0,2268)	(0,0868)
MISE-k	num. portaf.	8	8	8	8	7	8
	<i>LRT</i>	1,1122	2,9512	2,2666	2,8287	2,0417	1,9124
	(valore p)	(0,3589)	(0,0045)	(0,0263)	(0,0062)	(0,0542)	(0,0630)
	<i>W</i>	1,0434	2,5119	1,9982	2,4226	1,8476	1,7177
	(valore p)	(0,4068)	(0,0141)	(0,0512)	(0,0177)	(0,0831)	(0,0996)

Nella tabella sono presentati due test, asintoticamente equivalenti, sull'efficienza *ex ante* degli indici azionari italiani rispetto ad un gruppo di portafogli costruiti secondo diversi criteri. Per una descrizione dettagliata dei criteri utilizzati per la costruzione dei portafogli si vedano le tabelle da 4 a 9. *LRT* è un *likelihood ratio* test mentre *W* è la statistica proposta da Gibbons-Ross-Shanken (1989). Nel modello di regressione utilizzato  $\tilde{R}_{pt}$  rappresenta il vettore degli extra-rendimenti del portafoglio, mentre  $\tilde{R}_{it}$  rappresenta il vettore degli extra-rendimenti dell'indice azionario utilizzato.

mercato (E/P). Crediamo sia utile osservare infatti che i test rifiutano l'ipotesi nulla sia per il MISE che il MISE-k quando i portafogli sono composti con la procedura univariata (solo E/P) o anche con la procedura bivariata (ME e E/P). Dato che abbiamo osservato che i test non vengono rifiutati se i portafogli sono composti con capitalizzazione crescente (ME), pensiamo di poter accredi-

tare più al fattore E/P che al valore di mercato la causa più probabile del rigetto dell'ipotesi per i portafogli ME/EP.

I risultati dell'analisi di efficienza in media-varianza dei principali indici globali della Borsa italiana, mentre ci mostrano una forte inefficienza sia del MIB che del COMIT, ci segnalano comunque una seppur debole inefficienza degli indici MISE. È interessante notare, inoltre, che il confronto sul grado di efficienza relativa tra il MISE e il MISE-k non conduce a risultati molto diversi. È infatti debole la superiorità del MISE rispetto al MISE-k soprattutto nei confronti di portafogli classificati in base a *dividend yield* crescenti (D/P). In altre parole, ci sembra che la migliore efficienza degli indici MISE rispetto al MIB o al COMIT sia più legata alla metodologia di ponderazione (*equally weighted*), che alla metodologia di misurazione dei rendimenti totali dei titoli.

## 7. *Event study*

Per mostrare l'effetto della scelta dell'indice sulle analisi empiriche conosciute come *event studies* abbiamo costruito un campione di eventi riguardanti l'annuncio di un aumento di capitale a pagamento con le sole azioni ordinarie e senza nessuna parte gratuita<sup>14</sup>. Per ogni operazione il programma NEWS ci ha fornito la prima data di annuncio pubblico sulla base dell'articolo pubblicato sul quotidiano «Il Sole 24 Ore». Abbiamo poi effettuato un *event study* tradizionale, definendo come periodo di analisi i 5 giorni precedenti e successivi alla data di annuncio, e verificando la significatività statistica degli extra-rendimenti dei due giorni di borsa influenzati dall'annuncio ( $t = -1,0$ )<sup>15</sup>. Le stime dei parametri del modello di mercato sono state effettuate con i rendimenti giornalieri di 120 giorni attorno al periodo di analisi (60 giorni precedenti e 60 successivi), ed utilizzando la procedura di Scholes-Williams (1977) per controllare i problemi di *nonsynchronous trading*. Nella tabella 12 vengono presentati i risultati di questo esperimento. Anzitutto abbiamo ritenuto opportuno presentare separatamente le analisi per due sottoperiodi: 1984:1-1988:6 e 1988:7-1992:12. Infatti, come abbiamo già messo in evidenza, il MISE si differenzia sostanzialmente dagli indici MIB e COMIT proprio a partire dal

<sup>14</sup> Il campione qui esaminato comprende 46 eventi verificatisi nel periodo 1984-1992. Il campione è stato estratto dall'universo degli aumenti di capitale a pagamento della Borsa italiana del periodo 1975-1994 che stiamo attualmente analizzando nell'ambito di una più ampia ricerca su questi temi.

<sup>15</sup> La scelta di verificare la significatività dell'extra-rendimento cumulato di due giorni nasce dalla pratica considerazione che l'annuncio viene pubblicato dal quotidiano il giorno 0, ma in realtà la notizia può raggiungere i mercati già nel giorno precedente. Per quanto riguarda le ipotesi alla base dei test di significatività, abbiamo adottato l'assunzione di indipendenza cross-sezionale e seguito la metodologia proposta in Brown-Warner (1985).



TAB. 12. *Analisi della reazione del mercato italiano all'annuncio di un aumento del capitale a pagamento con le azioni ordinarie. (Campione di 46 annunci per il periodo 1984-1992)*

Periodo e Campioni analizzati	Statistica	Indici Azionari			
		MIB	COMIT	MISE	MISE-k
Intero periodo	$\bar{\alpha}$	0,0397	0,0407	0,0039	0,0019
Valori medi stime di regressione	$\bar{\beta}$	0,797	0,811	1,013	1,010
	$\bar{R}^2$	0,237	0,237	0,247	0,240
Extra-rendimento cumulato (%) di 2 giorni (-1,0)					
1984:1-1988:6	positivi/negativi	4/8	4/8	4/8	4/8
Titoli minori	Media	-1,986	-1,997	-1,934	-1,874
Capital. media	Mediana	-1,945	-1,951	-1,861	-1,876
L. Mdi 124,8	Z-stat	-1,58	-1,59	-1,31	-1,19
1984:1-1988:6	positivi/negativi	3/8	3/8	3/8	3/8
Titoli maggiori	Media	-1,216	-1,252	-1,138	-1,075
Capital. media	Mediana	-1,674	-1,666	-1,461	-1,501
L. Mdi 677,4	Z-stat	-1,03	-1,05	-0,96	-0,88
1984:1-1988:6	positivi/negativi	7/16	7/16	7/16	7/16
Titoli minori	Media	-1,618	-1,641	-1,553	-1,492
Capital. media	Mediana	-1,820	-1,813	-1,587	-1,610
L. Mdi 124,8	Z-stat	-1,81	-1,83	-1,57	-1,44
1988:7-1992:12	positivi/negativi	6/6	5/7	6/6	6/6
Titoli minori	Media	-1,214	-1,327	-1,131	-1,144
Capital. media	Mediana	-0,276	-0,397	-0,309	-0,286
L. Mdi 117,3	Z-stat	-1,00	-1,06	-1,00	-1,01
1988:7-1992:12	positivi/negativi	1/10	1/10	1/10	1/10
Titoli maggiori	Media	-2,644	-2,638	-2,571	-2,595
Capital. media	Mediana	-1,00	-0,922	-0,394	-0,395
L. Mdi 1031,3	Z-stat	-4,55	-4,54	-4,20	-4,18
1988:7-1992:12	positivi/negativi	7/16	6/17	7/16	7/16
Titoli minori	Media	-1,898	-1,954	-1,820	-1,838
Capital. media	Mediana	-0,786	-0,781	-0,394	-0,395
L. Mdi 124,8	Z-stat	-3,78	-3,82	-3,54	-3,53
1984:1-1992:12	positivi/negativi	14/32	13/33	14/32	14/32
Titoli minori	Media	-1,758	-1,797	-1,686	-1,665
Capital. media	Mediana	-1,614	-1,661	-1,455	-1,486
L. Mdi 124,8	Z-stat	-3,91	-3,95	-3,57	-3,47

Nella tabella presentiamo gli extra-rendimenti cumulati di due giorni (-1,0) intorno alla data di annuncio pubblico (giorno 0). L'*event study* è stato realizzato con la stima del seguente modello di mercato con i quattro indici azionari italiani:

$$R_{i,t} = \alpha_i + \beta_i R_{M,t} + \epsilon_{i,t} \text{ per } i = 1, \dots, 46 \text{ e } t = -65, \dots, -6, \dots, 0, \dots, +6, \dots, +65$$

I risultati sono ripartiti per ogni indice in due sottoperiodi; il primo dal 1984 alla prima metà del 1988, il secondo dalla seconda metà del 1988 al termine del 1992. All'interno di ogni sottoperiodo il campione è suddiviso in due gruppi sulla base della capitalizzazione delle società all'inizio del sottoperiodo. Nella prima parte della tabella riportiamo i valori medi delle stime di regressione con il modello di mercato relativi a tutto il campione e per tutto il periodo.

1988. In secondo luogo, per ogni sottoperiodo abbiamo ripartito il campione in due gruppi di titoli sulla base della capitalizzazione di borsa all'inizio del sottoperiodo. Questa seconda ripartizione ci consente di esaminare gli effetti dell'utilizzo dei diversi indici sui rendimenti anomali dei titoli minori e maggiori.

Nelle prime tre righe della tabella riportiamo i valori medi delle stime di regressione per l'intero periodo e per l'intero campione per i quattro indici. Risulta importante notare due fatti: *i)* il primo, già messo in evidenza nelle analisi sui portafogli del paragrafo precedente, riguarda la misura dei coefficienti beta: significativamente più elevati con gli indici MISE e più bassi con gli indici *value weighted*; *ii)* il secondo, sebbene anch'esso già precedentemente notato, riguarda la dimensione dell'intercetta: essa risulta, in media, circa dieci volte superiore nel caso degli indici MIB e COMIT. Quanto appena rilevato porta ad una presumibile conclusione sui risultati finali: se gli effetti contrapposti dell'alfa e del beta nel calcolo degli extra-rendimenti non si compensano, essi saranno assai diversi per i due gruppi di indici<sup>16</sup>.

Venendo ai risultati del primo sottoperiodo notiamo che mentre per l'intero campione la misura degli extra-rendimenti è marginalmente significativa al livello standard del 5% per gli indici MIB e COMIT, non è invece significativa nel caso degli indici MISE. Sebbene stiamo esaminando un piccolo campione ed è quindi difficile evidenziare significative differenze, è innegabile che gli extra-rendimenti stimati con gli indici MISE siano sempre più bassi, ed in molti casi questo determinerà la loro non significatività statistica. Nel confronto tra reazione del mercato per i titoli minori rispetto ai maggiori osserviamo una certa differenza utilizzando i valori medi; tuttavia, data la modesta dimensione dei campioni, preferiamo utilizzare il valore mediano per questi confronti. Così facendo le differenze si attenuano.

Nel secondo sottoperiodo la differenza di risultati tra i titoli minori e quelli maggiori è più marcata. Tuttavia, osservando come detto le mediane, esse sono assai diverse solo per gli indici MIB e COMIT, ma sono sostanzialmente simili per gli indici MISE.

Ci sembra di poter concludere questo esperimento osservando che in ogni caso anche negli *event studies* è preferibile usare gli indici MISE, dato che l'ipotesi nulla viene rifiutata meno frequentemente.

<sup>16</sup> Vogliamo però portare l'attenzione del lettore anche sugli effetti ben più gravi che si otterrebbero se il ricercatore utilizzasse una misura di extra-rendimento calcolata come semplice differenza tra il rendimento del titolo e quello dell'indice (il cosiddetto *market-adjusted*). Con tale metodologia si troveranno sempre significative differenze tra gli indici MIB o COMIT e gli indici MISE.

## 8. Conclusioni e spunti per future ricerche

In questo lavoro abbiamo presentato un indice globale del mercato azionario italiano costruito con una metodologia diversa dagli indici più conosciuti e continuamente divulgati. L'indice è il MISE – *Milan Stock Exchange Equally Weighted* – costruito con il Database del Mercato Azionario Italiano mantenuto presso il Dipartimento di Ricerche Aziendali dell'Università di Pavia.

La nostra ricerca ha confrontato le caratteristiche statistiche e il livello di efficienza in media-varianza degli indici MIB Storico, COMIT Globale, MISE e MISE-k. I nostri risultati hanno messo in luce diverse peculiarità dei quattro indici ma, soprattutto per i fini della ricerca scientifica sui mercati azionari, ci sembra che la caratteristica più interessante dell'indice MISE sia stata individuata nella migliore efficienza in media-varianza che garantisce rispetto ai due altri indici *value weighted* MIB e COMIT. L'ipotesi nulla che abbiamo verificato empiricamente per gli indici azionari italiani è infatti una ipotesi fondamentale e comune a tutte le teorie di *asset pricing*.

Abbiamo evidenziato che la caratteristica di portafoglio che potenzialmente può costituire un fattore per migliorare la collocazione sulla frontiera efficiente dei portafogli azionari italiani sia costituita dal rapporto E/P – utile netto per azione sul prezzo di mercato. In una futura ricerca sarà interessante osservare perché il fattore E/P produce dei coefficienti alfa sistematicamente e statisticamente diversi da zero generando quindi degli extra-rendimenti anche con i pur efficienti indici MISE. In un esperimento di *event study* abbiamo infine rilevato la maggiore frequenza con cui è possibile rifiutare l'ipotesi nulla quando si adottano gli indici MIB e COMIT.

Le implicazioni del nostro studio tuttavia, non sono confinate alla sola ricerca accademica. Il lavoro qui presentato solleva importanti quesiti per la ricerca che si sviluppa nella *security industry* e che è sottostante alle gestioni attive e passive di portafoglio. Per la gestione passiva di portafoglio (*indexing*) ci si può domandare: *ma se il mercato (rappresentato da MIB o COMIT) non è efficiente, perché dobbiamo replicarlo o addirittura utilizzarlo come benchmark?* Per la ricerca sottostante alla gestione attiva, i nostri risultati di fatto rendono inattendibili tutti gli studi che cercano di spiegare o i rendimenti corretti per il rischio o le possibili strategie di portafoglio tese a contraddire, ad esempio, il modello standard del CAPM<sup>17</sup>.

<sup>17</sup> Gli indici MISE, come già accade da qualche tempo, sono disponibili per studenti e ricercatori che ne facciano richiesta.

### Riferimenti bibliografici

- Attanasio O. e Rigotti L. (1991), *Efficienza del mercato borsistico: un'analisi empirica di trenta titoli e sei settori*. In Penati A. (a cura di), *Il rischio azionario e la borsa*. Milano, Egea, pp. 201-236.
- Banca Commerciale Italiana (1993), *Indici di borsa e contratti derivati: le prospettive per l'Italia*, Tendenze Reali, p. 45.
- Barca F., Bianchi M., Brioschi F., Buzzacchi L., Casavola P., Filippa L. e Pagnini M. (1994), *Struttura di Gruppo, Concentrazione della Proprietà e Modelli di Controllo nelle Imprese Italiane Medio-Grandi*. Rapporto n. 2 in *Atti del Convegno su Assetti Proprietari e Mercato delle Imprese*, Roma 24 Marzo.
- Barone E. (1990), Il mercato azionario italiano: efficienza e anomalie di calendario, *Finanza Imprese e Mercati*, 2(2), pp. 181-210.
- Black F. (1972), Capital market equilibrium with restricted borrowing, *Journal of Business*, 45, pp. 444-445.
- Black F., Jensen M.C. e Scholes M. (1972), *The capital asset pricing model: some empirical tests*. In Jensen C. (a cura di), *Studies in the theory of capital markets*. Praeger, New York, pp. 79-121.
- Bottazzi G. (1981), *Osservazioni in tema di numeri indici azionari*. Comitato Direttivo degli Agenti di Cambio, Quaderno n. 29.
- Bottazzi G. (1990), *I numeri indici azionari. Teoria e pratica, un incontro difficile*. Comitato Direttivo degli Agenti di Cambio, Quaderno n. 37.
- Bottazzi G. (coordinatore), Antonielli R., Corti C., Leoni L., Parisi R. e Tumietto D., (1992), *Analisi comparata degli indici azionari della Borsa Italiana*. Quaderno AIAF n. 65, marzo.
- Bottazzi G. e Wagner A. (1992), Capitalizzazione e legami societari - il listino di borsa depurato dalle duplicazioni, *Rivista della Borsa*, 11, Aprile-Giugno, pp. 47-54.
- Brown S.J. e Warner J. (1985), Using daily stock returns: The case of event studies, *Journal of Financial Economics*, 14, pp. 3-31.
- Caprio L. (1989), La borsa di Milano e alcune implicazioni del Capital Asset Pricing Model: una verifica sul periodo 1950-88, *Finanza Imprese e Mercati*, 1(3), pp. 421-453.
- Connolly R.A. (1989), An examination of the robustness of the weekend effect, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 24(2), pp. 133-169.
- Fama E. (1976), *Foundations of Finance*, Basic Books, New York.
- Fama E.F. e French K.R. (1992), The cross-section of expected stock returns, *Journal of Finance*, 47, pp. 427-465.
- Fama E.F. e MacBeth J.D. (1973), Risk, return, and equilibrium: some empirical tests, *Journal of Political Economy*, 81, pp. 607-636.
- Ferretti R. e Murgia M. (1991), *Fondi comuni d'investimento: costi di gestione e performance*. In Penati A. (a cura di), *Il rischio azionario e la borsa*, Milano, Egea, pp. 571-628.
- Gibbons M.R., Ross S.A. e Shanken J. (1989), A test of the efficiency of a given portfolio, *Econometrica*, 57(5), pp. 1121-1152.
- Kandel S. e Stambaugh R.F. (1994), Portfolio inefficiency and the cross-section of expected returns, NBER working paper series no. 4702, april.

- Lintner J. (1965), The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets, *Review of Economics and Statistics*, 47, pp. 13-37.
- Mayers D. (1973), Nonmarketable assets and the determination of capital asset prices in the absence of a riskless asset, *Journal of Business*, 46(2), pp. 258-267.
- Miller M.H. (1994), Functional Regulation, *Pacific-Basin Finance Journal*, 2, pp. 91-106.
- Ratti M. (1993), Costruzione e performance di tre indici di borsa, *Finanza Imprese e Mercati*, 5(1), pp. 25-44.
- Roll R. (1977), A Critique of the Capital Asset Pricing Theory's Tests, – Part I: on past and potential testability of the theory, *Journal of Financial Economics*, 4, pp. 129-176.
- Roll R. (1992), Industrial structure and the comparative behavior of international stock market indices, *Journal of Finance*, 47(1), pp. 3-41.
- Roll R. e Ross S.A. (1994), On the cross-sectional relation between expected returns and betas, *Journal of Finance*, 49(1), pp. 101-121.
- Roma A. (1990), Efficienza in media-varianza del mercato azionario, *Il Risparmio*, 38(3), pp. 657-684.
- Sharpe W.F. (1964), Capital Asset Prices: a theory of market equilibrium under conditions of risk, *Journal of Finance*, 19, pp. 425-442.
- Sharpe W.F. (1966), Mutual Fund Performance, *Journal of Business*, 39, pp. 119-138.
- Scholes M. e Williams J. (1977), Estimating betas from nonsynchronous data, *Journal of Financial Economics*, 5, pp. 309-327.