

FONDI COMUNI D'INVESTIMENTO: COSTI DI GESTIONE E PERFORMANCE*

di Riccardo Ferretti e Maurizio Murgia**

1. INTRODUZIONE

La presente ricerca costituisce lo sviluppo di un nostro precedente studio anch'esso dedicato alla valutazione della performance dei fondi comuni mobiliari italiani. Le differenze riguardano le dimensioni del campione, la natura dei dati ed il profilo metodologico (si veda Ferretti-Murgia (1990)).

In merito al primo punto, si è provveduto ad aumentare la numerosità del campione originario prendendo in considerazione i 35 fondi azionari e bilanciati esistenti alla fine del 1986. La scelta di tale data è il frutto di un compromesso tra l'esigenza di migliorare la rappresentatività del campione e quella di poter contare su una serie temporale di osservazioni sufficientemente lunga. Per questi 35 fondi si dispone pertanto di una serie storica composta dai 36 rendimenti mensili relativi al periodo gennaio 1987-dicembre 1989. Per i 20 fondi originari si dispone inoltre dei 53 rendimenti mensili relativi all'intervallo agosto 1985-dicembre 1989.

Circa la natura dei dati, ai rendimenti netti sono stati affiancati quelli lordi, ciò al fine di verificare se ed in che misura i risultati non certo esaltanti dei fondi comuni siano da imputare a costi di gestione troppo elevati rispetto al *valore aggiunto* prodotto dall'opera dei gestori. Va ricordato che nella nostra analisi sui rendimenti netti,

* Gli autori sono responsabili insieme della progettazione e della realizzazione di questa ricerca. A Riccardo Ferretti sono da attribuire i paragrafi 1, 2 e 3, mentre a Maurizio Murgia sono da attribuire i paragrafi 4 e 5. Lo studio ha beneficiato dei contributi finanziari del M.U.R.S.T.

** Rispettivamente, Università di Bologna e Università di Pavia.

soltanto uno dei venti fondi esaminati presentava una performance superiore a quella di un portafoglio non gestito di pari rischio. Il ripetersi di questa situazione anche coi rendimenti lordi porterebbe a dubitare dell'esistenza stessa di un qualche *valore aggiunto* e conseguentemente della supposta abilità professionale che ne dovrebbe essere alla base.

I costi in questione sono costituiti dall'imposta sostitutiva prevista dalla Legge, dalle provvigioni di gestione e di incentivo a favore della società di gestione, dalle commissioni e altre spese spettanti alla banca depositaria, dalle spese di pubblicazione sui giornali del valore unitario della quota, dal compenso dovuto alla società di revisione e dalle commissioni e spese accessorie legate alla sottoscrizione o compravendita di attività finanziarie. Si tratta in buona sostanza di tutti quegli oneri (interessi passivi esclusi) posti a carico del patrimonio del fondo e che i quotisti sostengono in via indiretta sotto forma di minori dividendi e/o minori guadagni in conto capitale.

I rendimenti lordi utilizzati in questo lavoro si differenziano dunque da quelli proposti da altri ricercatori, sia perché basati su dati di costo *effettivi* anziché stimati, sia perché ricostruiti tenendo conto di tutti gli oneri appena citati e non solo dell'imposta sostitutiva e delle commissioni di gestione.¹

È opportuno precisare che la mancata considerazione delle commissioni d'ingresso nel calcolo dei rendimenti lordi discende dall'aver quale oggetto d'analisi l'esistenza di abilità nelle previsioni, abilità espresse dal rendimento lordo del fondo. I costi di sottoscrizione, non incidendo su tale rendimento ma solo su quello ottenuto dal quotista, risultano conseguentemente irrilevanti.

Sotto il profilo metodologico, si sono voluti affrontare due problemi *spinosi* della *portfolio performance evaluation*: quello connesso alla inefficienza dell'indice di mercato impiegato nella costruzione del *benchmark* e quello posto dall'attività di market timing e dalla misurazione separata del suo contributo alla extra-performance complessiva.

¹ Ci si riferisce a BORDI-ERZEGOVESI (1990). Stime dei costi di gestione sono presenti anche in GRINBLATT-TITMAN (1989a).

2. I COSTI DI GESTIONE

La ricostruzione dei rendimenti lordi offre l'opportunità di analizzare un aspetto dello strumento *fondo comune* ancora poco indagato, quello dei costi di gestione gravanti sul patrimonio del fondo. Per effettuare tale analisi, i costi riportati nei rendiconti annuali redatti dalle società di gestione vengono ripartiti in quattro categorie:

- 1) oneri di negoziazione (e di custodia);
- 2) provvigioni;
- 3) imposte;
- 4) altri.

Rifacendosi alle denominazioni comunemente presenti nei rendiconti, nella prima categoria sono riclassificate le provvigioni, le commissioni e le spese riconosciute alla banca depositaria per la custodia, l'amministrazione e la compravendita di titoli, nonché le commissioni valutarie, i bolli e le altre spese sulle operazioni in titoli,² nella seconda le provvigioni di gestione e di incentivo corrisposte alla società di gestione; nella terza l'imposta sostitutiva; nella quarta il compenso pagato alla società di revisione e le spese di pubblicazione.

Questa suddivisione ha lo scopo di consentire la distinzione tra i costi tipici dell'investimento in titoli (1) e quelli propri dello strumento *fondo comune*, e tra questi ultimi la distinzione fra la remunerazione dell'attività di gestione (2) e gli oneri imposti dalla normativa a fini fiscali (3) e di protezione dei risparmiatori (4).

Nell'analisi che segue, si pone l'accento essenzialmente su due elementi: la struttura dei costi, cioè la ripartizione delle spese totali tra le categorie appena indicate, e l'incidenza delle stesse rispetto a variabili in grado di farne apprezzare il livello.

2.1. La struttura dei costi

La Tabella 1 riporta i valori medi, le deviazioni standard, i minimi ed i massimi relativamente al peso di ciascuna categoria sul complesso dei costi nel triennio 1987-1989.

² Nello schema tipo del rendiconto annuale previsto dalle istruzioni di vigilanza della Banca d'Italia per le società di gestione dei fondi comuni di investimento mobiliare, le spese riclassificate nella categoria oneri di negoziazione figurano ai punti 2.1, 4 ed in parte nella voce *altri* del punto 2.2. Cfr. Banca d'Italia, Circolare n. 5 del 29 marzo 1988 allegato E.

Le statistiche sono calcolate su un campione composto dai 35 fondi elencati nell'Appendice 1.³ Pur nella loro estrema semplicità, queste prime indicazioni permettono di evidenziare alcuni elementi di sicuro interesse.

La struttura dei costi appare dominata dalle provvigioni: con riferimento all'intero periodo i compensi alla società di gestione rappresentano il 70% circa dei costi totali contro il 15.11% delle imposte, il 13.85% degli oneri di negoziazione e lo 0.81% delle spese di revisione e pubblicazione. L'aspetto più significativo di queste cifre non è certo il primato, ampiamente atteso, delle provvigioni quanto

TABELLA 1. Ripartizione percentuale dei costi di gestione.

	Oneri di negoziazione	Provvigioni	Imposte	Altri
Media 1987	12.17	71.60	15.62	0.61
Media 1988	14.59	69.27	15.27	0.87
Media 1989	15.00	69.61	14.42	0.97
Deviazione standard 1987 ..	5.12	5.31	2.56	0.69
Deviazione standard 1988 ..	6.23	5.73	2.51	1.16
Deviazione standard 1989 ..	7.43	6.74	2.93	1.20
Minimo 1987	2.18	60.50	9.58	0.01
Minimo 1988	2.75	56.84	8.99	0.03
Minimo 1989	3.90	48.47	8.60	0.03
Massimo 1987	22.50	83.84	19.29	2.77
Massimo 1988	27.77	82.97	19.24	5.85
Massimo 1989	39.22	84.98	19.19	4.65

Fonte: elaborazione su dati di rendiconto annuale.

l'entità del distacco che le separa dalle altre voci di costo. Tra queste ultime, colpisce poi l'incidenza tutt'altro che marginale delle imposte; una incidenza che solo nel 1989 è risultata inferiore, seppure di poco, a quella delle spese di custodia e di trading (ciò nonostante anche nel 1989 la maggioranza dei fondi, 18 su 35, mostra una prevalenza delle imposte).

Dietro questi valori medi esiste tuttavia una realtà abbastanza variegata. Basta una lettura anche superficiale delle deviazioni standard e

³ L'appendice 2 contiene i valori fondo per fondo dei dati riportati nella Tabella 1 e del turnover.

dei valori minimi e massimi per apprezzare quanto i singoli fondi si differenzino sul piano della ripartizione dei costi tra le diverse componenti, in particolare per ciò che concerne il peso degli oneri di negoziazione. Limitando il commento alle voci di costo più rilevanti ed ai dati del 1989 si può osservare come le spese di trading presentino una deviazione standard del 7.43% (pari al 49.5% della media), le provvigioni del 6.74% (9.68% della media) e l'imposta sostitutiva del 2.93% (20.32% della media); a ciò si aggiunga che i valori massimi superano quelli minimi di 10 volte per gli oneri di negoziazione (39.2% contro 3.9%), di 1.75 volte per le provvigioni (84.98% contro 48.47%) e di 2.2 volte per le imposte (19.2% contro 8.6%).

In un'ottica evolutiva, meritano di essere rilevati due fenomeni. Da un lato, l'accentuarsi delle differenze tra i fondi del campione durante il triennio considerato: tutte le tipologie di costo mostrano infatti un andamento crescente sia della dispersione attorno alla media, sia della distanza fra i valori estremi. Dall'altro, la maggiore incidenza dei costi di trading salita dal 12.17% del 1987 al 15% del 1989; un incremento ottenuto a discapito tanto delle provvigioni, quanto delle imposte e che trova spiegazione nella diversa dinamica delle variabili a cui sono legate le varie tipologie di costo. Gli oneri di negoziazione hanno beneficiato, in termini relativi, della progressiva ascesa del rapporto tra compravendite e patrimonio netto (turnover), da 1.85 a 3.15, dovuta soprattutto al ridimensionamento del denominatore (Tabella 2). La flessione del patrimonio ha infatti inciso in modo pieno sulle voci di costo ad esso proporzionali, come appunto le provvigioni di gestione e l'imposta sostitutiva, ed in misura minore sulle spese di trading grazie alla loro parziale dipendenza dal volume di transazioni. È bene precisare che l'aggettivo parziale è reso necessario dal fatto che spesso per la compravendita di titoli, i fondi riconoscono alla banca depositaria un compenso determinato in via forfettaria come percentuale del patrimonio netto, quindi indipendente dal volume delle transazioni realizzate.⁴

L'emergere di significative differenze tra fondo e fondo nel profilo assunto dalla ripartizione dei costi porta ad interrogarsi sulla eventuale esistenza di modelli esplicativi. In particolare è interessante analizzare come il peso degli oneri di negoziazione si ricollegli al dinamismo ge-

⁴ L'esistenza di questa forfettizzazione, rendendo alquanto incerto il confine fra costi di trading in senso stretto e quelli di custodia, giustifica l'unificazione delle due tipologie di costo in un'unica categoria.

TABELLA 2. *Turnover, patrimonio e compravendite.*

	Turnover	Compravendite (numeri indice)	Patrimonio netto (numeri indice)
Media 1987.....	1.85	100.00	100.00
Media 1988.....	2.25	92.80	73.76
Media 1989.....	3.15	118.99	64.53

Fonte: elaborazione su dati di rendiconto annuale.

zionale e ad alcune caratteristiche strutturali quali la dimensione del fondo, il suo assetto proprietario e l'appartenenza al gruppo degli azionari o dei bilanciati.

Nella Tabella 3 viene proposta la matrice di correlazione concernente gli oneri di negoziazione, espressi come percentuale dei costi totali di gestione, la dimensione del fondo, misurata dal patrimonio netto (media dei valori di fine mese), il grado di movimentazione del portafoglio, misurato dal turnover, la categoria del fondo, rappresentata da una variabile di comodo (0 se azionario, 1 se bilanciato) e l'assetto proprietario, anch'esso rappresentato da una variabile di comodo (0 se la maggioranza del capitale della società di gestione è controllata da una o più banche, 1 altrimenti).

Scorrendo la seconda colonna della Tabella è possibile osservare che il peso dei costi di trading manifesta legami di una certa intensità limitatamente al turnover, alla struttura proprietaria ed alla dimensione. Dal segno positivo della correlazione con il turnover e con l'assetto proprietario si ricava che l'incidenza degli oneri di negoziazione tende ad essere maggiore nei fondi più dinamici ed in quelli gestiti da società non controllate da banche. Dal segno negativo della correlazione con il patrimonio netto si ricava invece che questa incidenza tende a decrescere con l'aumentare delle dimensioni del fondo. L'andamento nel tempo di questi legami non è tuttavia omogeneo: cresce la correlazione con la dinamicità gestionale, ma si riduce quella con gli altri due fattori, soprattutto nel 1989.

I dati della terza colonna rivelano peraltro una certa relazione del turnover con il patrimonio e con l'assetto proprietario. La negatività della prima e la positività della seconda indicano che la movimentazione di portafoglio è tendenzialmente minore nei fondi più grandi e maggiore in quelli non bancari. I legami, sopra evidenziati, tra dimensioni, profilo proprietario e peso dei costi di trading sono dunque in parte un riflesso dei loro rapporti con il turnover. A tale riguardo, non deve sorprendere la diversa evoluzione temporale della correlazione che patrimonio ed assetto proprietario mostrano rispetto al turnover e agli oneri di negoziazione. Il mancato

TABELLA 3. *Matrice di correlazione.*

	Oneri di negoziazione su costi totali	Turnover	Patrimonio netto	Categoria
<i>Anno 1987</i>				
Turnover.....	47.5			
Patrimonio medio.....	-40.2	-41.5		
Categoria.....	-1.8	-5.3	-53.3	
Assetto proprietario.....	40.0	30.9	-17.1	-10.3
<i>Anno 1988</i>				
Turnover.....	58.5			
Patrimonio medio.....	-32.9	-26.9		
Categoria.....	-1.3	3.9	-52.2	
Assetto proprietario.....	39.2	33.6	-13.5	-9.6
<i>Anno 1989</i>				
Turnover.....	70.5			
Patrimonio medio.....	-27.3	-29.4		
Categoria.....	10.3	-7.9	-54.7	
Assetto proprietario.....	23.0	36.9	-6.9	-10.3

Fonte: elaborazione su dati di rendiconto annuale.

parallelismo ci ricorda infatti che la variabilità da fondo a fondo dell'incidenza dei costi di trading dipende non solo da un fattore quantità, il volume delle compravendite effettuate, ma anche da un fattore prezzo, il livello unitario delle commissioni di negoziazione e delle altre spese accessorie in rapporto al livello degli altri costi unitari per provvigioni e imposte. Prezzo e quantità possono naturalmente avere legami con la dimensione ed il profilo proprietario del fondo diversi per segno e dinamica. Il ridursi della correlazione tra l'importanza degli oneri di trading rispetto ai costi totali e queste variabili strutturali pare perciò attribuibile ad un sempre più tenue legame tra esse ed i prezzi relativi.

2.2. *Il livello dei costi di gestione*

L'analisi dei costi di gestione non può dirsi completa senza una valutazione del loro livello. La Tabella 4 riporta la media, la deviazione

TABELLA 4. *Incidenza dei costi di gestione.*

	Sul patrimonio netto (%)			Sulle compravendite (%)	RL-RN (*)	(RL-RN)/RL (%)
	Oneri di negoziazione	Provvigioni	Costi totali	Oneri di negoziazione		
Media 1987	0.20	1.17	1.63	0.13	1.46	19.07
Media 1988	0.26	1.17	1.69	0.14	1.97	12.60
Media 1989	0.29	1.26	1.82	0.10	2.11	13.97
Media 87-89	0.25	1.20	1.72	0.12	1.85	15.21
Deviazione std. 1987 .	0.10	0.25	0.29	0.07	0.29	8.46
Deviazione std. 1987 .	0.14	0.24	0.33	0.09	0.41	3.13
Deviazione std. 1989 .	0.21	0.31	0.43	0.05	0.50	3.93
Minimo 1987	0.03	0.98	1.30	0.03	1.01	7.04
Minimo 1988	0.04	0.99	1.30	0.04	1.52	7.17
Minimo 1989	0.06	0.99	1.32	0.04	1.55	7.43
Massimo 1987	0.52	1.81	2.59	0.28	2.36	39.10
Massimo 1988	0.65	1.83	2.78	0.27	3.21	19.24
Massimo 1989	1.01	2.04	2.93	0.22	3.48	22.65

* RL = rendimento lordo, RN = rendimento netto.

Fonte: elaborazione su dati di rendiconto annuale.

standard, i valori minimi e massimi dell'incidenza percentuale dei costi rispetto ad alcune variabili di riferimento apparse utili a tale scopo.

Nelle colonne due, tre e quattro ritroviamo gli oneri di negoziazione, le provvigioni ed i costi totali rapportati al patrimonio netto. I dati esposti rivelano una incidenza media dell'1.72% per l'insieme dei costi di gestione, dell'1.20% per le provvigioni e dello 0.25% per i costi di negoziazione.⁵

Con riferimento all'entità dei costi totali per lira di massa patrimoniale gestita si osservano valori massimi sempre doppi rispetto a quelli minimi ed una dispersione pari al 20% della media. L'eterogeneità più elevata riguarda ancora una volta i costi di trading con una

⁵ Nella Tabella 4 manca l'indicazione separata delle imposte e delle spese di revisione/pubblicazione. L'omissione delle imposte è dovuta all'uniformità del loro rapporto con il patrimonio, sempre pari allo 0.25%; l'omissione degli altri costi è invece dovuta all'esiguità della loro incidenza sul patrimonio (la media del triennio 87-89 risulta dello 0.016%).

deviazione standard prossima al 59% della media e con un rapporto tra massimi e minimi vicino a 17; valori per l'appunto superiori a quelli delle provvigioni pari al 22% e a 1.9 rispettivamente.

Tanto i costi totali, quanto le due sottocategorie indicate mostrano livelli e differenze da fondo a fondo crescenti nel tempo. Entrambi i fenomeni possono essere il riflesso di maggiori commissioni unitarie e del già osservato incremento del turnover. Non bisogna tuttavia dimenticare che i dati proposti scontano le distorsioni derivanti dall'uso di un valore patrimoniale calcolato su dati di fine mese per standardizzare costi che in realtà hanno quale parametro di riferimento il patrimonio netto giornaliero.

La presenza di queste distorsioni, inoltre, rende il rapporto provvigioni/patrimonio non una quantificazione fedele della commissione di gestione, cioè del prezzo unitario del servizio di gestione, ma solo una sua approssimazione. Ciò considerato, i dati della Tabella 4 individuano nell'1% e nel 2% i valori estremi delle commissioni di gestione (comprese quelle di incentivo), con una forte concentrazione dei fondi verso l'estremo inferiore (si veda l'Appendice 3). Purtroppo, non disponendo di informazioni sistematiche sulle commissioni applicate da fondi esteri o relative alle gestioni patrimoniali personalizzate risulta difficile valutare queste percentuali.

Piuttosto contenuti risultano gli oneri di negoziazione e custodia per lira compravenduta, pari mediamente allo 0.12% (quinta colonna della Tabella 4). La modestia di questo valore è peraltro da ricondurre al combinarsi di un turnover medio abbastanza alto e di una frequente forfettizzazione dei costi in questione come percentuale del patrimonio; pratica questa la cui presenza può essere colta nell'andamento dei costi di trading unitari che si riducono in modo consistente proprio nel 1989 grazie ad un significativo incremento del turnover (Tabella 2). Resta naturalmente da verificare l'utilità di una tale movimentazione del portafoglio.

Ulteriori indicazioni sull'incidenza dei costi di gestione vengono dalle ultime due colonne della Tabella 4 relative alla differenza tra rendimenti annuali lordi e netti, sia in termini assoluti, sia rispetto al rendimento lordo. I rendimenti annuali di ciascun fondo sono stati ottenuti nel modo seguente. Per i rendimenti netti si è applicata la formula:

$$RAN_{pa} = (Q_{pa} - Q_{pa-1})/Q_{pa-1}$$

dove Q_{pa} è il valore della quota del fondo p relativa all'ultimo giorno dell'anno a , eventualmente aumentato dei dividendi distribuiti in

quell'anno, mentre Q_{pa-1} è il valore della quota nell'ultimo giorno dell'anno precedente. Per i rendimenti lordi si è dapprima calcolata la serie dei rendimenti mensili lordi secondo la formula

$$RML_{pt} = (Q_{pt} + C_{pt} - Q_{pt-1})/Q_{pt-1}$$

dove Q_{pt} è il valore della quota nell'ultimo giorno del mese t , corretta per l'eventuale distribuzione di dividendi, mentre C_{pt} è l'ammontare dei costi per quota relativi al mese t ;⁶ si è poi determinato il dato annuale tramite la formula:

$$\left[\sum_{t=1}^{12} (1 + RML_{pt}) \right] - 1$$

Con questa metodologia di calcolo, il rendimento lordo viene a riflettere l'esito dell'ipotetico reinvestimento nel fondo delle spese sottratte mensilmente dal valore della quota.⁷

Esaminando la differenza fra rendimenti lordi e netti in termini assoluti, si ha modo di constatare come i costi di gestione si traducono in riduzioni del rendimento di una certa consistenza e tendenzialmente crescenti, tanto nei valori medi, pari a 1.46 punti base nel 1987, 1.97 nel 1988 e 2.11 nel 1989, quanto in quelli estremi, pari a 1.01 e 2.36 nel 1987, 1.52 e 3.21 nel 1988, 1.55 e 3.48 nel 1989.

⁶ Per il calcolo dei costi mensili per quota si è fatto ricorso all'espressione

$$C_{pt} = \frac{\left[CT_{pa} \left(\frac{PN_{pt}}{\sum_{t=1}^{12} PN_{pt}} \right) \right]}{NQ_{pt}}$$

dove CT_{pa} = spese a carico del fondo p nell'anno a ; PN_{pt} = patrimonio netto del fondo p alla fine del mese t ; NQ_{pt} = numero quote del fondo p esistenti alla fine del mese t . Si è dunque utilizzato quale criterio di ripartizione dei costi l'importanza patrimoniale di ogni mese rappresentata dal rapporto tra il patrimonio netto dei singoli mesi e la somma dei dati mensili di patrimonio dell'anno considerato. Questa scelta è stata suggerita dal fatto che buona parte delle spese a carico del fondo viene determinata in proporzione al patrimonio; si pensi alle provvigioni di gestione, alle imposte o alle commissioni di custodia e amministrazione.

⁷ Nella realtà, i costi sono quasi sempre liquidati con cadenza trimestrale, anziché mensile. La metodologia di calcolo proposta porta pertanto a sovrastimare il rendimento lordo. L'entità dell'errore è tuttavia trascurabile.

L'immagine viene confermata dai dati relativi in base ai quali queste decurtazioni rappresentano il 19.07% del rendimento lordo nel 1987, il 12.6% nel 1988⁸ ed il 13.97% nel 1989; valori medi a cui si associano minimi e massimi pari al 7.04% e 39.1% nel 1987, al 7.17% e 19.24% nel 1988, al 7.43% e 22.65% nel 1989. È bene precisare che le percentuali del 1987 si riferiscono a rendimenti lordi che, astruendo dal segno negativo, sono circa la metà di quelli del successivo biennio.

Come già riscontrato nelle analisi precedenti, anche le ripercussioni dei costi di gestione sui rendimenti manifestano un certo grado di eterogeneità. Le differenze all'interno del campione, pur non essendo macroscopiche, sono comunque apprezzabili da un punto di vista economico. Ciò vale in particolare per il 1989, anno in cui la deviazione standard del differenziale fra rendimento lordo e netto raggiunge i cinquanta centesimi, mentre quella dell'incidenza di tale differenziale sul rendimento lordo raggiunge il 4%.

Nel concludere la valutazione del livello dei costi di gestione ci sembra interessante ritornare sulla categoria di costi che maggiormente varia da fondo a fondo, cioè gli oneri di negoziazione, per proporre un approfondimento che consenta di evidenziare le possibili relazioni tra l'incidenza di tali oneri sul patrimonio e le variabili strutturali relative alla dimensione, alla categoria e all'assetto proprietario dei singoli fondi.

L'approfondimento si basa sulla stima, col metodo dei minimi quadrati ordinari, della seguente retta di regressione

$$NEG_p = n_0 + n_2 TURN_p + n_3 PN_p + n_4 D_{CAT_p} + n_5 D_{AP_p} + \epsilon_p$$

dove NEG_p = oneri di negoziazione su patrimonio medio del fondo p ; $TURN_p$ = turnover del fondo p ; PN_p = patrimonio netto medio del fondo p (in migliaia di miliardi); D_{CAT_p} = dummy rappresentativa della categoria del fondo p (0 per fondi azionari, 1 per quelli bilanciati); D_{AP_p} = dummy rappresentativa dell'assetto proprietario del fondo p (0 per i fondi bancari, 1 per gli altri); ϵ_p = termine di errore.

La retta costituisce lo sviluppo di una formalizzazione dei costi di trading in cui si assume un generale ricorso a commissioni di ne-

⁸ Per il 1988 si è escluso un fondo che presentava una differenza tra rendimento lordo e rendimento netto pari al 394% del rendimento lordo a causa di un valore prossimo allo zero di quest'ultimo.

goziazione riferite al patrimonio anziché all'importo delle compravendite. Nel dettaglio, si definiscono per prima cosa gli oneri di negoziazione come

$$ON = n_1 \cdot PN + n_2 \cdot CV \quad [A]$$

dove CV = importo delle compravendite; n_1 = commissione di negoziazione riferita al patrimonio; n_2 = altre spese di trading (ad es. i bolli) per lira negoziata. Si ipotizza poi per n_1 un legame con il patrimonio del tipo:

$$n_1 = n_0 + n_3 \cdot PN$$

da cui,

$$ON = n_0 \cdot PN + n_2 \cdot CV + n_3 \cdot PN^2 \quad [B]$$

Si aggiungono infine le due variabili di comodo dopo avere diviso la [B] per il patrimonio medio, ottenendo

$$ON/PN = n_0 + n_2 \cdot CV/PN + n_3 \cdot PN + n_4 \cdot D_{CAT_p} + n_5 \cdot D_{AP_p} \quad [C]$$

In base al modello [C], l'incidenza degli oneri di negoziazione equivale alla somma tra la commissione forfettaria e gli altri costi di trading per lira di patrimonio. L'entità della prima è però data a sua volta dalla somma tra un livello base ed alcuni correttivi legati al volume della massa amministrata ($n_3 \cdot PN$) alla categoria di appartenenza (n_4) ed alla natura della compagine azionaria che controlla la società di gestione (n_5).

La Tabella 5 presenta l'esito dell'analisi di regressione. Trattandosi di dati in cross-section, la bontà di adattamento ai valori osservati (data dal coefficiente di determinazione R^2) risulta discreta. La varianza mostrata dalla variabile dipendente è infatti spiegata dai regressori nella misura del 41% nel 1987, del 60% nel 1988 e del 61% nel 1989. La retta risulta del resto statisticamente significativa visto che il test F porta ad escludere la contemporanea nullità di tutti i coefficienti stimati. Nelle tre regressioni annuali i segni di questi coefficienti sono sempre gli stessi: negativi quelli di n_3 e n_4 , positivi gli altri. Queste risultanze suggeriscono che le dimensioni e l'appartenenza alla categoria dei bilanciati incidono in senso riduttivo sulle commissioni di negoziazione forfettarie, mentre influisce in senso contrario l'appartenenza ad una società di gestione non bancaria. Si deve comunque sottolineare

che non tutti i coefficienti stimati mostrano valori del test t^9 superiori alla soglia critica di significatività. Da un lato, delle variabili esplicative di carattere strutturale soltanto l'assetto proprietario, e solo per il biennio 87-88, denota un coefficiente statisticamente diverso da zero. Dall'altro, sia la costante (detta anche intercetta), sia il turnover presentano in alcuni anni coefficienti non diversi da zero: nel 1989 la prima e nel 1987 il secondo. Per il turnover l'ipotesi di nullità del coefficiente è tuttavia da rifiutare in quanto l'insufficiente livello di t deriva dall'esistenza di multicollinearità.¹⁰

TABELLA 5. *Analisi di regressione - Variabile dipendente: oneri di negoziazione su patrimonio netto.*

	Regressori					R^2	R^2 agg.	F
	Costante	Turnover	Patrimonio	Categoria	Assetto proprietario			
<i>Anno 1987 (35 osservazioni)</i>								
Coefficiente	0.1673	0.0228	-0.0143	-0.0157	0.0856	0.41	0.33	5.2
t	2.242*	1.330	-1.332	-0.324	2.335*			
<i>Anno 1988 (34 osservazioni)</i>								
Coefficiente	0.1662	0.0425	-0.0186	-0.0247	0.0909	0.60	0.55	11.0
t	3.220 +	4.327 +	-1.828	-0.590	2.336*			
<i>Anno 1989 (35 osservazioni)</i>								
Coefficiente	0.0799	0.0687	-0.0078	-0.0136	0.0343	0.61	0.56	11.9
t	1.068	5.270 +	-0.714	-0.235	0.701			

* Significativo al 95%.

+ Significativo al 99%.

Fonte: elaborazione su dati di rendiconto annuale.

⁹ I valori della t di Student sono ottenuti utilizzando la correzione di WHITE (1980) per tenere conto dell'eteroschedasticità.

¹⁰ L'esame della presenza di multicollinearità tra i regressori è stata condotta con l'ausilio dell'analisi dei componenti principali. Con essa si è appunto rilevata la forte correlazione esistente tra la variabile di turnover e la variabile di patrimonio. Analizzando gli autovalori e gli autovettori si è concluso che la variabile di turnover e la variabile di comodo rappresentativa dell'assetto proprietario fornivano i migliori risultati sia in termini di test F che della misura di R^2 .

Con riferimento alle sole variabili statisticamente significative, emerge dunque che il rapporto tra oneri di negoziazione e patrimonio non è sempre spiegato dallo stesso modello. Se nel periodo 1987-1988 rilevano sia la rotazione del portafoglio, sia una commissione forfettaria tendenzialmente più elevata nei fondi non bancari, nel 1989 rileva esclusivamente la prima. La perdita di significato nella costante potrebbe indicare che nel 1989, a fronte di un consistente incremento del turnover, diversi fondi abbiano preferito sostituire le commissioni forfettarie con altre direttamente applicate al volume di compravendite, sfruttando così una facoltà espressamente prevista in molti regolamenti.

3. LA VALUTAZIONE DEI PORTAFOGLI GESTITI: INDICI INEFFICIENTI E MARKET TIMING

La valutazione della *investment performance* si basa sostanzialmente sul confronto fra il rendimento del portafoglio da esaminare e quello di un portafoglio di riferimento, *benchmark*, di norma ottenuto combinando un'attività finanziaria priva di rischio ed uno o più portafogli di attività rischiose in modo da replicare la rischiosità dell'altro portafoglio. Come noto, quando l'approccio valutativo trova fondamento teorico nel Capital Asset Pricing Model, il rendimento differenziale rispetto al *benchmark* è la cosiddetta *deviazione dalla Security Market Line (SML)*, e il portafoglio di attività rischiose è quello di mercato, idealmente composto da tutti i beni di investimento: attività finanziarie e reali, pietre e metalli preziosi nonché il capitale umano. In termini formali, questa deviazione è la differenza tra il rendimento del portafoglio esaminato R_{pt} ed il rendimento previsto dalla Security Market Line pari a

$$R_{ft} + \beta_p (R_{Mt} - R_{ft})$$

dove:

- β_p = rischio sistematico del portafoglio p ;
- R_{ft} = rendimento dell'attività priva di rischio nel periodo t ;
- R_{Mt} = rendimento del portafoglio di mercato nel periodo t .

Accettando l'ipotesi che il β_p ex-ante (un dato difficilmente disponibile) coincida con β_p ex-post (un valore invece misurabile), la

quantificazione del rischio sistematico e del rendimento differenziale è solitamente affidata alla stima, col metodo dei minimi quadrati (OLS), della retta di regressione

$$R_{pt} - R_{ft} = \alpha_p + \beta_p (R_{Mt} - R_{ft}) \quad [3.1]$$

nella quale l'intercetta α_p detta anche indice di Jensen (Jensen 1968, 1969), rappresenta appunto l'extra-performance del portafoglio p , mentre la sottoscritta t identifica i singoli rendimenti nell'ambito della serie temporale utilizzata.

Nelle analisi empiriche, l'impossibilità di identificare il *vero* portafoglio di mercato rende inevitabile il ricorso a surrogati, in genere indici azionari, che possono però dare origine a spiacevoli inconvenienti. Gli inconvenienti in parola si verificano quando la *proxy* di mercato risulta inefficiente secondo l'analisi media-varianza, quando cioè non si colloca sulla frontiera dei portafogli efficienti, ma al di sotto di essa.¹¹ In tale eventualità, la performance differenziale rispetto al rendimento del *benchmark* viene a misurare tanto l'abilità del gestore, quanto l'inefficienza dell'indice. Il fatto che quest'ultima componente si modifichi al variare dell'indice adottato fa sì che le valutazioni basate sulle deviazioni dalla SML siano molto sensibili alla scelta della *proxy* di mercato, quindi potenzialmente ingannevoli.

Le critiche di carattere teorico mosse alla utilità di questo approccio valutativo, in presenza di indici di mercato inefficienti, appaiono decisamente pesanti quando si ammetta quale unica capacità dei gestori quella di comporre portafogli efficienti. Valendo tale assunzione, è stato infatti dimostrato (Roll (1977, 1978)) che le deviazioni dalla SML rappresentano soltanto l'inefficienza dell'indice e che per ogni indice inefficiente ne esiste un'altro in grado di generare una graduatoria di merito, redatta secondo quelle deviazioni, esattamente opposta. L'inversione della graduatoria può verificarsi anche se i due indici sono molto vicini nello spazio media-varianza (se cioè si assomigliano nei primi due momenti della distribuzione di probabilità dei rendimenti) a meno che non presentino un elevato grado di correlazione (Green (1986)). Per la verità, Dybvig e Ross provano in

¹¹ Se definiamo con S l'insieme di tutte le possibili combinazioni rendimento-rischio presenti nell'economia, il portafoglio $\bar{R}_t \in S$ è definibile efficiente secondo il criterio media-varianza se non c'è nessun'altra combinazione di portafoglio nell'insieme S che con un rendimento medio uguale a \bar{R}_t ha una varianza inferiore.

un loro articolo del 1985 che una inversione completa è teoricamente possibile solo nel caso in cui la *proxy* di mercato venga combinata con un portafoglio privo di rischio sistematico, cioè a beta nullo, anziché con un'attività a varianza nulla; tuttavia, anche ricorrendo a quest'ultima, continuano a pesare sulla valutazione due gravi limitazioni: *a*) il giudizio dipende sempre dalla scelta dell'indice; *b*) tra i portafogli con extra-performance positiva ve ne possono essere di inefficienti. Gli stessi autori, del resto, concludono asserendo che la « security market line tells us more about the index we are using than it tells us about the portfolio we are evaluating » (Dybvig-Ross 1985b, p. 415).

Naturalmente nel valutare la performance dei fondi comuni o più in generale delle gestioni patrimoniali, l'interesse si concentra sulla capacità di previsione dei gestori più che su quella di formare portafogli efficienti; non si può infatti affermare che sia questa seconda l'abilità nella quale gli investitori comunemente confidano affidandosi a forme di risparmio gestito. Questo interesse ha portato ad analizzare la validità della SML nel riconoscere le extra-performance prodotte dal possesso di *informazioni superiori*. I risultati a cui la dottrina è pervenuta non sono del tutto univoci visto che per alcuni la SML è sempre affidabile (Mayers-Rice (1979)), mentre per altri è tale solo in particolari circostanze (Dybvig-Ross (1985a)), quando cioè esiste una attività con varianza nulla e quando l'asimmetria informativa tra i gestori di professione e la massa dei risparmiatori non riguarda i movimenti di mercato ma i singoli titoli: si ammette in sostanza la capacità di selezionare i titoli migliori (*stock picking* o *selectivity*) ma non quella di anticipare i movimenti dei mercati finanziari (*market timing*). In entrambe le posizioni si ripropone comunque la necessità di una *proxy* di mercato efficiente; senza di essa le deviazioni (positive) dalla SML non sarebbero più in grado di discriminare con esattezza tra informati e non. In altri termini, l'inefficienza dell'indice potrebbe far apparire quali *superior performer* anche alcuni gestori il cui unico merito è quello di avere composto portafogli meno inefficienti dell'indice usato.

Da un punto di vista empirico, l'efficienza dell'indice serve inoltre ad evitare il prodursi di certe anomalie ricorrenti in grado di inquinare ulteriormente le valutazioni di portafoglio realizzate tramite la security market line. Ci si riferisce alla regolare presenza di deviazioni significative dalla SML per titoli di aziende appartenenti a particolari classi dimensionali (ad es. Banz (1981) e Reinganum (1981))

o caratterizzati da particolari livelli di *price-earning* (ad es. Basu (1977) e Reinganum (1981)), di rischio sistematico (ad es. Black-Jensen-Scholes (1972) e Fama-MacBeth (1973)) o di *dividend-yield* (ad es. Litzenberger-Ramaswamy (1979)); un fenomeno che rende possibile la composizione di portafogli parimenti capaci di manifestare extra-performance positive indipendentemente dalla disponibilità di informazioni superiori. Il ricorso ad indici di mercato efficienti si dimostra tuttavia empiricamente efficace nell'impedire che strategie passive di qualsiasi tipo, anche quelle basate sulle regolarità citate, riescano a produrre deviazioni significative rispetto al benchmark (Grinblatt-Titman (1989a, 1989b)) alla pari delle strategie attive fondate sulle abilità previsive dei gestori.¹²

L'efficienza dell'indice di mercato è dunque una condizione necessaria per risolvere molti dei problemi valutativi legati all'impiego della tradizionale SML. Essa non risulta peraltro sufficiente di fronte all'eventualità che le informazioni superiori possedute dai gestori di portafoglio siano relative tanto all'andamento dei singoli titoli, quanto a quello dei diversi mercati mobiliari.

Se all'abilità nell'individuare i titoli sopra/sottovalutati si aggiunge la capacità di anticipare i movimenti di mercato, le deviazioni dalla security market line ottenute dalla stima del modello [3.1] vengono infatti ad essere misure distorte dell'extra-performance. In particolare, la non stabilità nel tempo del rischio sistematico conseguente all'attività di market timing determina una sovrastima di $\hat{\beta}_p$ ed una sottostima dell'intercetta $\hat{\alpha}_p$, cioè del rendimento differenziale sulla SML.¹³ È bene precisare che queste distorsioni non esisterebbero se alla determinazione di $\hat{\beta}_p$ si giungesse in modo diretto, ponderando i beta dei titoli detenuti in portafoglio, anziché indirettamente tramite i rendimenti ex-post dello stesso. Sfortunatamente, la stima diretta di $\hat{\beta}_p$ richiede la conoscenza della composizione del portafoglio in

¹² Gli inconvenienti prodotti dall'effetto *classe dimensionale* appaiono meno importanti quando la misurazione della extra-performance è basata sull'Arbitrage Pricing Theory, si veda CONNOR-KORAJCZYK (1988). Almeno da questo punto di vista, i vantaggi dell'APT rispetto al più semplice CAPM vengono quindi a cadere con l'uso di un indice di mercato efficiente.

¹³ Si veda GRANT (1977). Che la stocasticità del coefficiente $\hat{\beta}_p$ (violando una delle assunzioni imposte dal metodo dei minimi quadrati (OLS)) distorcerebbe la stima di $\hat{\alpha}_p$ era già stato evidenziato da JENSEN (1968). Jensen giungeva tuttavia a conclusioni errate indicando quali conseguenze una sottostima di $\hat{\beta}_p$ ed una sovrastima di $\hat{\alpha}_p$.

ciascun periodo t , un dato questo che per gli analisti esterni risulta o difficile da acquisire, è il caso delle gestioni patrimoniali, o disponibile ad intervalli temporali troppo distanti fra loro, come nel caso dei fondi comuni obbligati dalla Legge a pubblicare trimestralmente un prospetto riportante la ripartizione del patrimonio tra i vari titoli posseduti.

Questi problemi di misurazione sono accompagnati da rilievi teorici tendenti ad evidenziare come anche un portafoglio gestito da manager dotati di abilità nelle previsioni di mercato possa manifestare, agli occhi di osservatori non informati, una deviazione negativa rispetto al rendimento ipotizzato dalla security market line (Dybvig-Ross (1985a)). Alla base di tali rilievi esiste peraltro una critica all'analisi media-varianza incapace di cogliere una terza dimensione valutativa resa rilevante dall'attività di market timing: la *skewness*, vale a dire l'asimmetria nella distribuzione di probabilità dei rendimenti del portafoglio. Sebbene l'approfondimento di questo filone di pensiero (Dybvig-Ross (1985a), Pfeifer (1985)) non rientri tra gli scopi di una analisi empirica, quale la nostra, che si muove proprio nell'ambito dell'approccio media-varianza, ci sembra opportuno sottolineare che i rilievi teorici appena ricordati si estendono anche alle nuove specificazioni della SML nelle quali si ammette la non costanza del beta di portafoglio (Dybvig-Ross (1985a p. 384)).

La prima modifica del modello [3.1] volta a tener conto in modo esplicito del market timing è venuta da Treynor e Mazuy (1966, di seguito T-M) con l'inserimento di un ulteriore regressore: il quadrato della differenza tra il rendimento del mercato (o dell'indice utilizzato come *proxy*) e quello di una attività non rischiosa, formalmente,

$$\tilde{R}_{pt} - R_{ft} = \alpha_p + \beta_1 \tilde{R}_{it} + \beta_2 \tilde{R}_{it}^2 + \tilde{v}_{pt} \quad [3.2]$$

dove $R_{it} \equiv R_{Mt} - R_{ft}$.

Il termine quadratico ha lo scopo di cogliere la non linearità di R_p derivante dalle variazioni del rischio sistematico del portafoglio poste in essere per sfruttare i movimenti di mercato previsti. L'aumento di β_p in risposta ad attese di rialzo dei corsi azionari e la sua riduzione in risposta ad attese di ribasso rende infatti il rendimento del portafoglio una funzione convessa del rendimento di mercato, certamente male approssimata dalla [3.1]. Detto altrimenti, il beta di un portafoglio gestito da un market timer non è più costante, ma aumenta al crescere di R_M . La capacità di prevedere correttamente i

movimenti di mercato genera dunque una correlazione positiva tra β_p e R_M .

La semplicità dell'intuizione ha inizialmente relegato il termine quadratico a mero indicatore della presenza di market timing, una presenza rivelata dalla significatività in senso statistico del suo coefficiente stimato. Successivi sviluppi teorici¹⁴ hanno tuttavia messo in rilievo come con questo particolare approccio risulti possibile misurare separatamente l'extra-performance attribuibile allo stock picking, data da $\hat{\alpha}_p$, e quella riconducibile alla anticipazione dei movimenti di mercato, data da $\hat{\beta}_2 \sigma_i^2$. In essi viene inoltre dimostrato che disponendo di una varianza attesa dell'indice di mercato diventa possibile distinguere tra la qualità delle informazioni possedute dai gestori relativamente al timing e l'entità della loro reazione a tali informazioni, cioè il grado di aggressività nel tradurre la previsione in variazioni del rischio sistematico più o meno accentuate. Questa distinzione, ancora impraticabile per l'abilità di selezione, è importante perché ciò che realmente conta per gli investitori che si affidano a forme di risparmio gestito è la qualità delle informazioni utilizzate dai gestori; l'aggressività, come sopra definita, può essere infatti modulata dallo stesso risparmiatore variando il volume dei fondi dati in gestione rispetto alla propria ricchezza totale. Il valore aggiunto derivante dall'opera dei gestori è quindi funzione esclusiva della precisione delle previsioni formulate.¹⁵

La rivalutazione del modello quadratico sta indirizzando le analisi empiriche verso una sua sempre maggiore adozione a discapito di un'altra versione della [3.1] che trae spunto dalla teoria delle opzioni (Merton (1981) e Henriksson-Merton (1981)). In essa il regressore addizionale è rappresentato da una variabile che assumendo valori pari al massimo tra zero e $R_{ft} - R_{Mt}$, si configura come una opzione put sull'indice di mercato, con un prezzo di esercizio pari a R_{ft} e scadenza a $t + 1$. La retta di regressione [3.1] viene quindi trasformata in

$$\tilde{R}_{pt} - R_{ft} = \alpha_p + \beta_{1p} \tilde{R}_{it} + \beta_{2p} \text{PUT}(\tilde{R}_{it}) + \tilde{v}_{pt} \quad [3.3]$$

¹⁴ Si veda BHATTACHARYA-PFLEIDERER (1983) e per una estensione si veda ADMATI-BHATTACHARYA-PFLEIDERER-ROSS (1986). BHATTACHARYA e PFLEIDERER (1983) riprendono, rendendolo verificabile, un modello sviluppato da JENSEN (1972).

¹⁵ La validità di questa affermazione è naturalmente tanto minore quanto maggiori sono le economie di scala godute dai fondi o dalle gestioni patrimoniali relativamente agli oneri di negoziazione.

dove la $PUT(\tilde{R}_t) \equiv \max[-\tilde{R}_t, 0]$.

Questa particolare formalizzazione, nota come modello di Henriksson-Merton (di seguito H-M), si giustifica in quanto un corretto market timing produce risultati simili a quelli ottenibili combinando un investimento nell'indice di mercato ed una put sullo stesso (oppure un investimento nell'attività priva di rischio ed una opzione call sull'indice). L'attività di timing, infatti, condotta nei suoi termini estremi porta ad avere un beta nullo in momenti di mercato orso ($R_f > R_M$) e pari ad uno in momenti di mercato toro ($R_M > R_f$), ciò a sua volta determina un rendimento di portafoglio pari a R_f quando i titoli privi di rischio rendono più del mercato azionario ed un rendimento pari a R_M nella situazione opposta, vale a dire gli stessi risultati delle combinazioni di investimento sopra descritte.

Nel modello i gestori dispongono di informazioni superiori che per quanto concerne l'andamento dei mercati si limitano al segno del differenziale fra R_M e R_f . Non possedendo informazioni sull'entità di questa differenza il beta del portafoglio viene ad essere una variabile binaria, cioè a due soli valori: uno relativamente elevato quando il segno previsto è positivo, uno relativamente contenuto quando il segno previsto è negativo. Il primo valore coincide con il beta stimato dal modello, $\hat{\beta}_p$, mentre il secondo è dato da $\hat{\beta}_p - \hat{\beta}_2$; il coefficiente della opzione put rappresenta dunque la differenza tra il beta *toro* e quello *orso*. L'esistenza di capacità previsive sull'andamento dei mercati viene denunciata dalla positività di $\hat{\beta}_2$, solo in questa eventualità, infatti, il maggiore rischio sistematico si realizza in corrispondenza di rendimenti del mercato azionario superiori a R_f . Anche nel modello di H-M il contributo dello stock picking è misurato da $\hat{\alpha}_p$, mentre la extra-performance complessiva del portafoglio esaminato è rappresentata approssimativamente da $\hat{\alpha}_p + \hat{\beta}_2 (\overline{PUT}(\tilde{R}_t))$ dove $\overline{PUT}(\tilde{R}_t)$ è il valore medio di questa variabile nel periodo di analisi.

La possibilità di ragionare in termini di beta *toro* e di beta *orso* costituisce di certo un'attraente semplificazione nel descrivere e caratterizzare i comportamenti dei singoli gestori. Il grado di realismo dell'ipotesi sottostante appare tuttavia discutibile; se a ciò si aggiunge l'incapacità di fornire indicazioni circa la qualità delle informazioni possedute dai gestori è facile comprendere il recente maggiore interesse per l'approccio quadratico.

Il modello con opzione put appare comunque in grado di svolgere ancora una sua funzione, quella di migliorare l'accertamento di un

eventuale timing artificiale. I *test* per effettuare tale verifica si dimostrano infatti meno efficaci quando applicati alla retta di regressione quadratica (si veda Jagannathan-Korajczyk (1986)).

In effetti, entrambi i modelli possono fare emergere come statisticamente significativa una attività di timing in realtà inesistente. Questo genere di rischio viene ad essere concreto in almeno due circostanze: quando il lasso di tempo che intercorre tra le varie ricomposizioni di portafoglio volte a modificarne il rischio sistematico è inferiore a quello sul quale viene calcolato il rendimento del portafoglio (Bhattacharya-Pfleiderer (1983, pp. 13-15)), e quando tra le attività finanziarie gestite figurano opzioni o titoli dai connotati di *quasi-opzione* come le azioni di società con un rapporto di indebitamento particolarmente elevato (Jagannathan-Korajczyk (1986)).

Quanto detto in precedenza circa il modello con opzione put rende intuibile il legame tra la seconda circostanza ed il fenomeno del timing artificiale. Per comprendere invece la relazione che coinvolge la prima è utile riferirsi al caso di una valutazione basata sul rendimento mensile di un portafoglio il cui beta viene variato ogni quindici giorni. In questo esempio, un gestore che fissasse il rischio sistematico seguendo l'andamento mostrato dal mercato nei quindici giorni precedenti potrebbe apparire dotato di capacità previsionali anche *sbagliando* il beta della seconda quindicina del mese; ciò accadrebbe ogniqualvolta il segno della variazione dell'indice di mercato in quel mese fosse lo stesso della variazione relativa ai quindici giorni che lo precedono. L'errore in parola non sarebbe ovviamente sfuggito disponendo di rendimenti quindicinali.

4. L'ANALISI DELLA PERFORMANCE DEI FONDI D'INVESTIMENTO

4.1. L'efficienza media-varianza del portafoglio di riferimento

Nel paragrafo precedente sono state delineate le metodologie di valutazione della performance di portafoglio che, implicitamente, assumono che il portafoglio di riferimento sia efficiente secondo l'analisi media-varianza (di seguito adotteremo l'acronimo MVE per sintetizzare tale caratteristica dei portafogli).¹⁶

¹⁶ GRINBLATT e TITMAN (1989b) dimostrano formalmente che, con determinate e ragionevoli ipotesi, le più comuni metodologie di analisi della performance richie-

Supponiamo ora di voler verificare l'efficienza non-condizionata di un portafoglio I , candidato al ruolo di *benchmark*. Si consideri il modello lineare della [3.1]: da Roll (1977) segue che se l'indice I è MVE nell'insieme S di tutte le possibili combinazioni di rendimento rischio ($R_i \in S$), allora soddisferà la seguente condizione

$$a_p = 0 \quad \forall p = 1, \dots, N.$$

Ai nostri fini è importante esaminare se la performance di un portafoglio con pesi dei singoli titoli mantenuti costanti (cioè di un portafoglio passivo) sia diversa da zero nei confronti di un dato portafoglio (indice) I . Se la misura dell'intercetta a_p risultasse statisticamente significativa, l'apparente extra-performance sarebbe naturalmente da attribuire all'inefficienza dell'indice utilizzato.

Le nostre analisi hanno pertanto condotto una verifica della MVE di diversi indici del mercato azionario italiano, potenziali candidati al ruolo di *benchmark*, stimando N regressioni come la [3.1] e verificando l'ipotesi $H_0 = a_p = 0$ individualmente e congiuntamente per tutti i portafogli passivi esaminati.¹⁷

Per il periodo 1984-1989 abbiamo verificato la MVE degli indici azionari della Borsa italiana MIB Storico, COMIT Globale e MISE (*Milan Stock Exchange Equally*). I primi due sono indici che riflettono le variazioni dei prezzi dei titoli quotati tenendo in considerazione il numero di azioni in circolazione (spesso denominati *value-weighted*, e pertanto di seguito identificati con *VW*). Il MISE è invece un indice costruito come media semplice degli indici di prezzo di tutti i titoli quotati alla Borsa Valori di Milano (tipologia di indice spesso denominata *equally-weighted*, e pertanto di seguito identificato con *EW*).¹⁸

dono esclusivamente che il portafoglio di riferimento sia MVE dal punto di vista dell'osservatore esterno non-informato, e che l'insieme delle attività finanziarie che lo compongono sia disponibile sul mercato ed effettivamente negoziato dal gestore esaminato. Non esiste, pertanto, il bisogno di individuare e quantificare i rendimenti del portafoglio di mercato come richiesto nella stretta formulazione teorica del CAPM.

¹⁷ Per una più estesa discussione sulle metodologie econometriche dei *test* di MVE che hanno ispirato le analisi di seguito presentate si veda JOBSON-KORKIE (1982) e GIBBONS-ROSS-SHANKEN (1989).

¹⁸ I dati relativi ai titoli quotati e agli Indici di mercato sono tratti dal Database costruito con la collaborazione del CED Borsa, del Servizio Statistica della

I portafogli passivi utilizzati per il *test* sono stati costruiti, per ogni indice, nel seguente modo. Abbiamo selezionato tutti i titoli ordinari quotati ininterrottamente nel triennio precedente all'inizio del periodo del *test* (ad esempio: 1981-1983 per il 1984) stimando, per lo stesso triennio, il relativo coefficiente beta asintotico con la procedura descritta in Murgia (1989). Abbiamo poi calcolato il rendimento corrente (*dividend yield*) e la capitalizzazione di borsa totale alla fine dell'anno precedente all'inizio del periodo del *test* (ad esempio: 1983 per il 1984).

Sulla base di queste tre caratteristiche abbiamo raggruppato i titoli in portafogli seguendo tre criteri:

- 1) sei portafogli sulla base dei coefficienti beta;
- 2) tre portafogli sulla base dei beta e, per ognuno, due portafogli sulla base del *dividend yield*;
- 3) tre portafogli sulla base dei beta e, per ognuno, due portafogli sulla base della capitalizzazione di borsa.

I portafogli sono stati ribilanciati all'inizio di ogni anno del periodo di stima sulla base delle tre caratteristiche. Nei 6 anni del *test*, in media, sono stati utilizzati 109 titoli ordinari, ed ogni portafoglio è risultato composto da 18 titoli. La serie storica dei rendimenti di ogni portafoglio è stata costruita come media semplice dei rendimenti mensili percentuali dei singoli titoli al netto di R_f (calcolati con i prezzi di fine mese ed utilizzando come *proxy* di R_f il tasso netto ex-ante dei BOT a 6 mesi). In totale abbiamo pertanto analizzato la performance di 18 portafogli per ogni indice.

Le caratteristiche e le informazioni prescelte per il loro raggruppamento traggono spunto dall'abbondante letteratura empirica internazionale che, come accennato in precedenza, ha rilevato frequenti inefficienze negli indici di mercato, dovuti proprio all'effetto beta, *yield* e dei titoli minori. I portafogli così costruiti, come già detto, devono essere considerati *passivi*, in quanto nessuna informazione è stata utilizzata per la loro composizione che non fosse — ex-ante — pubblicamente disponibile; mentre il ribilancia-

Borsa Valori di Milano e della Banca Commerciale Italiana. L'indice MISE è stato costruito con base 31 dicembre 1980 = 1000, includendo tutti i titoli presenti nel Database, tenendo conto delle operazioni sul capitale e dei dividendi distribuiti per ogni singolo titolo.

mento annuale tende a mantenere invariata nel tempo la caratteristica di fondo di ogni portafoglio e a ridurre gli errori di stima.

Le analisi con l'indice COMIT Globale (Tabella 6a) mostrano che ben 3-4 portafogli passivi di ogni gruppo riescono sempre a raggiungere delle extra-performance; in ogni gruppo il test F multivariato rifiuta l'ipotesi congiunta all'1% di significatività (si veda il relativo valore p associato ad ogni F che segnala il livello di probabilità marginale). Le analisi con l'indice MIB Storico (Tabella 6b) mostrano risultati assai simili. Questo indice risulta lievemente meno inefficiente rispetto al COMIT Globale; in ogni caso anche con questo indice troviamo sempre almeno tre portafogli passivi che mostrano un $\hat{\alpha}_p$ statisticamente diverso da zero al 5% e, congiuntamente, il test multivariato rifiuta l'ipotesi almeno al 5% per ogni gruppo. I risultati del test con l'indice MISE (Tabella 6c) sono invece assai diversi. Nel caso di portafogli raggruppati sulla base dei coefficienti beta troviamo due portafogli passivi con un $\hat{\alpha}_p$ statisticamente significativo al 5% (portafogli 1 e 2); con i portafogli raggruppati sulla base del *dividend yield* e della capitalizzazione di borsa solo un portafoglio (rispettivamente il 2 e l'1) evidenzia un $\hat{\alpha}_p$ significativo. I test multivariati accettano tutti l'ipotesi che le intercelle delle regressioni siano congiuntamente pari a zero con una probabilità limite non inferiore all'8.62% nel caso dei portafogli raggruppati per valore di mercato dei titoli e con probabilità superiori negli altri due gruppi. Un particolare interessante è poi il fatto che con il MISE non emerge una performance significativamente negativa dei portafogli composti con titoli delle Società maggiori del listino (si veda Tabella 6c parte C, portafogli 2,4,6), come invece si evidenzia sistematicamente in altri mercati. Ciò risulta molto importante per le nostre analisi successive, dato il peso relativo che in genere ricoprono questi valori azionari nei portafogli dei fondi italiani.

In sintesi, anche per il caso italiano risulta alquanto evidente l'estrema inefficienza degli indici VW, che quindi rendono assolutamente inattendibile qualsiasi inferenza statistica realizzata per identificare delle reali extra-performance. Con questi indici è quindi possibile ricadere nelle retoriche affermazioni del tipo: i titoli minori realizzano delle extra-performance, non vi è una relazione lineare tra beta e rendimento, il mercato richiede un più elevato rendimento nei confronti dei titoli che distribuiscono più elevati

TABELLA 6a. *Analisi dell'efficienza media-varianza degli indici azionari italiani (gennaio 1984-dicembre 1989).*

$$\tilde{R}_{pt} = \alpha_p + \beta_p \tilde{R}_{It} + \tilde{v}_{pt} \quad p = 1, \dots, 6 \quad e \quad t = 1, \dots, 72$$

$I = \text{COMIT globale}$

Portafoglio							
	1	2	3	4	5	6	R_{It}

PARTE A - *Portafogli raggruppati in base ai coefficienti beta*

R_{pt}	0.01670	0.02170	0.01500	0.01970	0.01025	0.01566	0.01133
σ_{pt}	0.05637	0.05786	0.06226	0.07456	0.07270	0.07759	0.07163
$\hat{\alpha}_p$	0.00934	0.01362	0.00579	0.00850	-0.00052	0.00413	
$t(\hat{\alpha}_p)$	(2.446)	(4.171)	(2.185)	(3.028)	(-0.168)	(1.290)	
$\hat{\beta}_p$	0.650	0.713	0.813	0.989	0.950	1.018	
R_{agg}^2	0.678	0.776	0.873	0.900	0.874	0.881	

Test multivariato $H_0: \hat{\alpha}_p = 0 \quad \forall p = 1, \dots, 6.$

$F(6,65) = 3.801 [p = 0.0026]$

PARTE B - *Portafogli raggruppati in base ai coefficienti beta e ai rendimenti correnti (dividend yield)*

R_{pt}	0.01802	0.02046	0.01980	0.01485	0.01414	0.01166	0.01133
σ_{pt}	0.05695	0.05641	0.07221	0.06683	0.08039	0.07097	0.07163
$\hat{\alpha}_p$	0.01037	0.01272	0.00922	0.00501	0.00227	0.00122	
$t(\hat{\alpha}_p)$	(2.869)	(3.772)	(2.824)	(1.706)	(0.656)	(0.389)	
$\hat{\beta}_p$	0.675	0.683	0.934	0.868	1.048	0.921	
R_{agg}^2	0.717	0.749	0.856	0.864	0.869	0.862	

Test multivariato $H_0: \hat{\alpha}_p = 0 \quad \forall p = 1, \dots, 6.$

$F(6,65) = 3.064 [p = 0.0106]$

PARTE C - *Portafogli raggruppati in base ai coefficienti beta e alle capitalizzazioni di borsa*

R_{pt}	0.02372	0.01466	0.01773	0.01703	0.01305	0.01279	0.01133
σ_{pt}	0.05674	0.05856	0.06008	0.07936	0.07557	0.07636	0.07163
$\hat{\alpha}_p$	0.01673	0.01466	0.00954	0.00483	0.00220	0.00135	
$t(\hat{\alpha}_p)$	(3.907)	(2.107)	(2.609)	(2.170)	(0.577)	(0.459)	
$\hat{\beta}_p$	0.617	0.741	0.723	1.077	0.958	1.010	
R_{agg}^2	0.600	0.819	0.740	0.945	0.822	0.896	

Test multivariato $H_0: \hat{\alpha}_p = 0 \quad \forall p = 1, \dots, 6.$

$F(6,65) = 3.346 [p = 0.0062]$

Nota: R_{pt} e σ_{pt} indicano rispettivamente il rendimento medio e la deviazione standard del portafoglio nel periodo considerato. I rendimenti medi di ogni portafoglio e dell'indice utilizzato si basano sugli extra-rendimenti mensili (rendimenti effettivi percentuali calcolati con i valori di fine mese al netto del tasso r_f , approssimato con il rendimento mensile ex-ante dei BOT a 6 mesi).

TABELLA 6b. *Analisi dell'efficienza media-varianza degli indici azionari italiani (gennaio 1984-dicembre 1989).*

$$\bar{R}_{pt} = \alpha_p + \beta_p \bar{R}_{It} + \bar{v}_{pt} \quad p = 1, \dots, 6 \quad \text{e} \quad t = 1, \dots, 72$$

$I = \text{MIB storico}$

	Portafoglio						R_{It}
	1	2	3	4	5	6	

PARTE A - *Portafogli raggruppati in base ai coefficienti beta*

R_{pt}	0.01687	0.01944	0.01839	0.01621	0.01338	0.01469	0.01205
σ_{pt}	0.05248	0.06112	0.06230	0.07506	0.07146	0.08106	0.07358
$\hat{\alpha}_p$	0.01047	0.01039	0.00900	0.00456	0.00236	0.00219	
$t(\hat{\alpha}_p)$	(2.484)	(3.294)	(3.052)	(1.577)	(0.811)	(0.666)	
$\hat{\beta}_p$	0.531	0.750	0.778	0.966	0.914	1.037	
R_{agg}^2	0.548	0.813	0.843	0.896	0.884	0.885	

Test multivariato $H_0: \hat{\alpha}_p = 0 \quad \forall p = 1, \dots, 6.$

$F(6,65) = 2.511 [p = 0.0301]$

PARTE B - *Portafogli raggruppati in base ai coefficienti beta e ai rendimenti correnti (dividend yield)*

R_{pt}	0.01726	0.01914	0.01984	0.01465	0.01555	0.01241	0.01205
σ_{pt}	0.05343	0.05762	0.07314	0.06516	0.08261	0.07144	0.07358
$\hat{\alpha}_p$	0.01009	0.01094	0.00864	0.00481	0.00294	0.00151	
$t(\hat{\alpha}_p)$	(2.735)	(3.184)	(2.771)	(1.584)	(0.814)	(0.484)	
$\hat{\beta}_p$	0.595	0.680	0.929	0.817	1.046	0.905	
R_{agg}^2	0.666	0.751	0.873	0.848	0.866	0.867	

Test multivariato $H_0: \hat{\alpha}_p = 0 \quad \forall p = 1, \dots, 6.$

$F(6,65) = 2.462 [p = 0.0330]$

PARTE C - *Portafogli raggruppati in base ai coefficienti beta e alle capitalizzazioni di borsa*

R_{pt}	0.02175	0.01452	0.01877	0.01585	0.01347	0.01456	0.01205
σ_{pt}	0.05440	0.05826	0.06072	0.07901	0.07658	0.07801	0.07358
$\hat{\alpha}_p$	0.01498	0.00592	0.01021	0.00338	0.00213	0.00238	
$t(\hat{\alpha}_p)$	(3.519)	(1.947)	(2.743)	(1.326)	(0.540)	(0.839)	
$\hat{\beta}_p$	0.562	0.713	0.710	1.034	0.940	1.011	
R_{agg}^2	0.571	0.809	0.737	0.927	0.813	0.908	

Test multivariato $H_0: \hat{\alpha}_p = 0 \quad \forall p = 1, \dots, 6.$

$F(6,65) = 2.632 [p = 0.0240]$

Nota: R_{pt} e σ_{pt} indicano rispettivamente il rendimento medio e la deviazione standard del portafoglio nel periodo considerato. I rendimenti medi di ogni portafoglio e dell'indice utilizzato si basano sugli extrarrendimenti mensili (rendimenti effettivi percentuali calcolati con i valori di fine mese al netto del tasso r_f , approssimato con il rendimento mensile ex-ante dei BOT a 6 mesi).

TABELLA 6c. *Analisi dell'efficienza media-varianza degli indici azionari italiani (gennaio 1984-dicembre 1989).*

$$\bar{R}_{pt} = \alpha_p + \beta_p \bar{R}_{It} + \bar{v}_{pt} \quad p = 1, \dots, 6 \quad \text{e} \quad t = 1, \dots, 72$$

$I = \text{MISE (Milan Stock Exchange Equally)}$

	Portafoglio						R_{It}
	1	2	3	4	5	6	

PARTE A - *Portafogli raggruppati in base ai coefficienti beta*

R_{pt}	0.01547	0.02016	0.01762	0.01745	0.01432	0.01330	0.01337
σ_{pt}	0.05332	0.05965	0.06567	0.07190	0.07224	0.07879	0.05849
$\hat{\alpha}_p$	-0.00819	0.00790	0.00334	0.00174	-0.00139	-0.00386	
$t(\hat{\alpha}_p)$	(2.081)	(2.485)	(1.349)	(0.674)	(-0.510)	(-1.315)	
$\hat{\beta}_p$	0.710	0.917	1.068	1.175	1.175	1.283	
R_{agg}^2	0.617	0.806	0.903	0.912	0.903	0.905	

Test multivariato $H_0: \hat{\alpha}_p = 0 \quad \forall p = 1, \dots, 6.$

$F(6,65) = 1.779 [p = 0.1173]$

PARTE B - *Portafogli raggruppati in base ai coefficienti beta e ai rendimenti correnti (dividend yield)*

R_{pt}	0.01530	0.01853	0.01906	0.01596	0.01511	0.01233	0.01337
σ_{pt}	0.05570	0.05492	0.07562	0.06395	0.08025	0.07240	0.05849
$\hat{\alpha}_p$	0.00422	0.00730	0.00312	0.00189	-0.00212	-0.00329	
$t(\hat{\alpha}_p)$	(1.264)	(2.441)	(0.876)	(0.891)	(-0.629)	(-1.124)	
$\hat{\beta}_p$	0.829	0.840	1.192	1.053	1.288	1.168	
R_{agg}^2	0.754	0.797	0.849	0.925	0.880	0.888	

Test multivariato $H_0: \hat{\alpha}_p = 0 \quad \forall p = 1, \dots, 6.$

$F(6,65) = 1.138 [p = 0.3505]$

PARTE C - *Portafogli raggruppati in base ai coefficienti beta e alle capitalizzazioni di borsa*

R_{pt}	0.02328	0.01235	0.01562	0.01949	0.01498	0.01250	0.01337
σ_{pt}	0.05586	0.05804	0.06007	0.08039	0.07695	0.07689	0.05849
$\hat{\alpha}_p$	0.01301	0.00010	0.00285	0.00227	-0.00125	-0.00410	
$t(\hat{\alpha}_p)$	(3.212)	(0.036)	(1.058)	(0.662)	(-0.345)	(-1.327)	
$\hat{\beta}_p$	0.767	0.916	0.955	1.287	1.213	1.242	
R_{agg}^2	0.639	0.850	0.863	0.875	0.849	0.890	

Test multivariato $H_0: \hat{\alpha}_p = 0 \quad \forall p = 1, \dots, 6.$

$F(6,65) = 1.948 [p = 0.0862]$

Nota: R_{pt} e σ_{pt} indicano rispettivamente il rendimento medio e la deviazione standard del portafoglio nel periodo considerato. I rendimenti medi di ogni portafoglio e dell'indice utilizzato si basano sugli extrarrendimenti mensili (rendimenti effettivi percentuali calcolati con i valori di fine mese al netto del tasso r_f , approssimato con il rendimento mensile ex-ante dei BOT a 6 mesi).

dividendi onde bilanciare l'asimmetrica tassazione che esiste tra *capital gain* e dividendi distribuiti. L'indice MISE, al contrario, risulta robusto sia nelle analisi univariate che di fronte alla verifica congiunta per i sei portafogli di ogni gruppo.

4.2. L'identificazione della *selectivity* e del *timing* artificiale del portafoglio di riferimento

Nelle nostre analisi rivolte ad identificare l'efficienza del portafoglio di riferimento abbiamo poi voluto indagare un ulteriore aspetto dei problemi che possono sorgere nella scelta di un *benchmark*. Jagannathan e Korajczyk (1986, di seguito JK) sostengono, con particolare riferimento al modello di H-M, che la frequente correlazione negativa che si osserva nelle analisi della performance tra la misura della *selectivity* (α_p) e la misura del *timing* (β_2) è in realtà da attribuire ad una sorta di *timing* artificiale degli indici, che riflette la natura di *option* dei titoli azionari. JK dimostrano come è possibile creare un *timing* positivo (negativo) insieme ad una *selectivity* negativa (positiva) quando in realtà non viene intrapresa nessuna gestione attiva di portafoglio. Ad esempio, se è possibile negoziare una opzione sul portafoglio *I* che riflette l'andamento del mercato, si potrà realizzare un *timing* positivo ed una *selectivity* negativa, pur in assenza di qualsiasi attività previsionale sull'andamento del mercato o dei singoli titoli.

Per ottenere dei profili di rendimento (*payoff*) simili a quelli delle opzioni non è però necessario negoziare direttamente i titoli derivati. L'Option Pricing Theory ci permette di descrivere un portafoglio azionario come un portafoglio di opzioni, dato che i titoli azionari sono, in misura maggiore o minore, delle opzioni sui beni della Società. Infatti, sia il livello di indebitamento delle Società che una particolare struttura dei costi di gestione possono accentuare l'effetto opzione sul rendimento osservato dei titoli azionari.¹⁹

¹⁹ Si deve all'originale lavoro di Black e Scholes la prima rigorosa dimostrazione che le passività finanziarie delle imprese possono essere viste come una combinazione di contratti di opzioni. Per una agevole e completa discussione di queste applicazioni dell'Option Pricing Theory si veda la rassegna di MASON-MERTON (1985).

In questa situazione la misura del *timing* artificiale di un fondo d'investimento dipenderà dalla dimensione media dell'effetto opzione dei titoli detenuti in portafoglio rispetto alla dimensione media dell'effetto opzione presente nel portafoglio (indice) utilizzato come *benchmark*. Nel caso statunitense JK sostengono che i titoli maggiori (le *blue chip*) sono in genere caratterizzati da un leverage più contenuto che riduce l'effetto opzione. Per cui, i fondi che investono (mediamente) nei titoli più importanti dovrebbero evidenziare un *timing* negativo, mentre i gestori che privilegiano i titoli minori realizzeranno un *timing* positivo. Dato l'effetto asimmetrico che poi caratterizza *timing* e *selectivity*, nel primo caso si osserverà anche una selettività positiva, mentre nel secondo sarà negativa. Per dimostrare l'esistenza dell'effetto opzione, e quindi della possibilità di rilevare un *timing* ed una *selectivity* artificiale, JK propongono dei test sugli indici azionari che, essendo per definizione dei portafogli passivi, dovrebbero essere immuni da performance statisticamente diverse da zero.

Un indice ponderato per la capitalizzazione di borsa (VW) è in genere rappresentativo dell'andamento dei titoli maggiori, mentre un indice a media semplice (EW) dà maggiore peso ai titoli minori. Da quanto ipotizzato sopra ne consegue che, se utilizziamo l'indice EW come portafoglio di riferimento, l'indice VW evidenzierà un *timing* negativo ed una *selectivity* positiva, mentre se utilizziamo l'indice VW come *benchmark*, l'indice EW evidenzierà un *timing* positivo ed una *selectivity* negativa. JK confermano queste ipotesi per il mercato statunitense dimostrando l'esistenza di una relazione spuria che si crea artificialmente nei test di *timing* e *selectivity* anche con portafogli passivi.

Le equazioni stimate da JK si basano sul modello di H-M con l'aggiunta di una variabile di comodo (*dummy*) tesa a controllare l'effetto dell'anomalo rendimento del mese di gennaio, generalmente attribuito ai titoli minori. Formalmente,

$$R_{it}^{VW} = \alpha^{VW} + \beta_1^{VW} R_{it}^{EW} + \beta_2^{VW} PUT(R_{it}^{EW}) + \delta D_{gen}^{VW} + v_t^{VW} \quad [4.1]$$

$$R_{it}^{EW} = \alpha^{EW} + \beta_1^{EW} R_{it}^{VW} + \beta_2^{EW} PUT(R_{it}^{VW}) + \delta D_{gen}^{EW} + v_t^{EW} \quad [4.2]$$

Nel nostro studio stimiamo la [4.1] e la [4.2] per gli indici italiani VW (COMIT Globale e MIB Storico) ed EW (MISE). Abbiamo

inoltre analizzato lo stesso fenomeno anche con il modello di T-M. Formalmente,

$$R_{it}^{VW} = \alpha^{VW} + \beta_1^{VW} R_{it}^{EW} + \beta_2^{VW} (R_{it}^{EW})^2 + \delta D_{gen}^{VW} + v_t^{VW} \quad [4.3]$$

$$R_{it}^{EW} = \alpha^{EW} + \beta_1^{EW} R_{it}^{VW} + \beta_2^{EW} (R_{it}^{VW})^2 + \delta D_{gen}^{EW} + v_t^{EW} \quad [4.4]$$

La Tabella 7 riporta i risultati delle stime delle equazioni sopra elencate per il periodo gennaio 1981-dicembre 1989. Le stime utilizzano sia i minimi quadrati ordinari (OLS) che la procedura di correzione dell'eteroschedasticità proposta da White (1980).

Nelle prime due righe sia della Parte A che della Parte B della Tabella 7 utilizziamo gli indici VW come portafogli sottoposti all'analisi della performance, e l'indice EW come *benchmark*. Se il mercato italiano riflettesse le stesse caratteristiche medie dei titoli azionari statunitensi dovremmo osservare un $\alpha > 0$ e un $\beta_2 < 0$ per queste regressioni. In realtà osserviamo esattamente il contrario sia per queste regressioni che per le ipotesi — diametralmente opposte — previste quando utilizziamo l'indice EW come portafoglio e gli indici VW come benchmark.

In sintesi, l'effetto opzione dei titoli azionari italiani sembra in realtà più sensibile nei titoli maggiori (le *blue chips*) che nei titoli minori. Ma il risultato che emerge dalla Tabella 7 e che ha un impatto assai più importante ai fini di questo studio è che quando utilizziamo l'indice MISE come portafoglio di riferimento non osserviamo mai (sia con i due indici VW che con i due modelli) una relazione spuria di *selectivity* e di *timing* artificiale. L'ipotesi viene infatti confermata da un punto di vista statistico sia singolarmente per i due coefficienti che con il test congiunto riportato nelle ultime due colonne della tabella. Tutto ciò rafforza il grado di affidabilità che possiamo ottenere con l'indice MISE nelle analisi della performance, mentre rende inaffidabile qualsiasi inferenza condotta con i due indici VW.

TABELLA 7. *Analisi della selectivity e del timing artificiale degli indici azionari italiani (gennaio 1981-dicembre 1989).*

PARTE A - Modello di Henriksson-Merton

$$R_{it}^{VW} = \alpha^{VW} + \beta_1^{VW} R_{it}^{EW} + \beta_2^{VW} PUT(R_{it}^{EW}) + \delta D_{gen}^{VW} + v_t^{VW} \quad t = 1, \dots, 108.$$

$$R_{it}^{EW} = \alpha^{EW} + \beta_1^{EW} R_{it}^{VW} + \beta_2^{EW} PUT(R_{it}^{VW}) + \delta D_{gen}^{EW} + v_t^{EW} \quad t = 1, \dots, 108.$$

α	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	δ	$H_0: \alpha = \hat{\beta}_2 = 0$	
				χ^2	Valore p
COMIT globale/MISE					
-0.004 (-1.292) [1.200]	1.201 (18.037) [11.803]	0.055 (0.488) [0.385]	0.008 (0.979) [0.720]	2.947	0.229
MIB storico/MISE					
-0.006 (-1.700) [-1.570]	1.283 (17.385) [11.920]	0.185 (1.465) [1.155]	0.004 (0.451) [0.339]	2.598	0.273
MISE/COMIT globale					
0.009 (3.506) [3.537]	0.679 (17.514) [15.822]	-0.219 (-3.275) [-3.339]	0.000 (0.043) [0.030]	13.341	0.001
MISE/MIB storico					
0.010 (3.640) [3.673]	0.633 (16.164) [15.437]	-0.277 (-3.964) [-3.863]	0.003 (0.473) [0.350]	16.038	< 0.001

Segue: TABELLA 7.

PARTE B - Modello di Treynor-Mazuy

$$R_{it}^{VW} = \alpha^{VW} + \beta_1^{VW} R_{it}^{EW} + \beta_2^{VW} (R_{it}^{EW})^2 + \delta D_{gen}^{VW} + v_t^{VW} \quad t = 1, \dots, 108.$$

$$R_{it}^{EW} = \alpha^{EW} + \beta_1^{EW} R_{it}^{VW} + \beta_2^{EW} (R_{it}^{VW})^2 + \delta D_{gen}^{EW} + v_t^{EW} \quad t = 1, \dots, 108.$$

α	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	$\hat{\delta}$	$H_0: \alpha = \hat{\beta}_2 = 0$	
				χ^2	Valore p
COMIT globale/MISE					
-0.004	1.174	0.369	0.007	3.387	0.184
(-1.749)	(34.819)	(0.955)	(0.860)		
[-1.718]	[30.363]	[0.645]	[0.632]		
MIB storico/MISE					
-0.005	1.192	0.790	0.003	2.913	0.233
(-1.742)	(31.981)	(1.849)	(0.345)		
[-1.701]	[27.269]	[1.243]	[0.265]		
MISE/COMIT globale					
0.005	0.793	-0.530	0.000	14.158	< 0.001
(2.885)	(36.507)	(-3.249)	(0.084)		
[3.007]	[38.325]	[-3.474]	[0.059]		
MISE/MIB storico					
0.005	0.778	-0.627	0.004	13.694	0.001
(2.602)	(33.749)	(-3.872)	(0.578)		
[2.693]	[31.396]	[-3.523]	[0.435]		

Note: R_{it} è l'extra-rendimento mensile percentuale degli indici utilizzati (rendimento effettivo dei valori di fine mese al netto del tasso r_f , approssimato con il rendimento mensile ex-ante dei BOT a 6 mesi).

Tra parentesi tonda sono riportati i valori della t di Student omoschedastici, mentre tra parentesi quadra sono riportati i valori della t di Student eteroschedastici calcolati con la matrice di covarianza corretta con il metodo di WHITE (1980).

La verifica della ipotesi congiunta $\alpha = \hat{\beta}_2 = 0$ è stata eseguita con il test di Wald, utilizzando la matrice di covarianza corretta con il metodo di WHITE (1980).

4.3. La performance dei fondi italiani

L'analisi dei modelli di valutazione sopra descritti è stata condotta sia con i rendimenti lordi che con i rendimenti netti mensili.²⁰ Come già sottolineato, l'analisi della performance dei portafogli gestiti attraverso i rendimenti lordi è estremamente importante da un punto di vista economico. Il frequente riscontro di performance pari al grado di rischio (normali) o di performance inferiori rilevate con i rendimenti netti pubblicamente disponibili non deve infatti sorprendere: Se il gestore mostra un particolare successo nell'attività di investimento, sarà remunerato in misura maggiore. Se questa ipotesi è corretta, dovremmo rilevare delle performance superiori utilizzando i rendimenti lordi, mentre i rendimenti netti ci evidenzieranno, al solito, performance normali o negative.

Per ottenere delle stime efficienti dei modelli di valutazione presentati nel paragrafo precedente abbiamo preliminarmente condotto delle analisi — singolarmente per ogni fondo — tese ad accertare la presenza di eteroschedasticità (test di White (1980)) e di autocorrelazione nei residui (test del D.W.). Con grande sorpresa, non abbiamo potuto, in nessun caso, rifiutare l'ipotesi di omoschedasticità, mentre abbiamo rilevato, nella quasi totalità dei fondi la presenza di significative autorrelazioni positive nei residui.

Di seguito vengono presentate le sintesi delle stime dei tre modelli di valutazione (Jensen, H-M e T-M) che utilizzano il metodo dei minimi quadrati generalizzati (GLS), relative ad un primo campione composto da venti fondi per il periodo agosto 1985-dicembre 1989, e ad un secondo campione composto da quindici fondi per il periodo gennaio 1987-dicembre 1989. Inoltre, pur avendo dimostrato l'inaffidabilità e l'inefficienza degli indici VW italiani per l'analisi della performance, vengono presentate le stime condotte anche con il COMIT Globale, onde apprezzare meglio le differenze valutative che si raggiungono tra un indice efficiente e un indice inefficiente.

²⁰ I rendimenti utilizzati sono rendimenti mensili al netto di r_f , basati sul valore delle quote dell'ultimo giorno del mese ed eventualmente corretti per la distribuzione dei dividendi. Il tasso utilizzato come proxy di r_f è il tasso netto ex-ante dei BOT a 6 mesi. Per ciò che riguarda i fondi, tutte le informazioni, dati, quotazioni, prospetti e rendiconti utilizzati nel nostro studio sono stati forniti direttamente dalle Società di gestione dei fondi ricompresi nel campione (si veda l'Appendice 1), a cui vanno i nostri ringraziamenti per la collaborazione prestata.

Nel caso del primo campione analizzato (Tabella 8a) ci sembra interessante sottolineare che, con il *benchmark* MVE e con la metodologia di Jensen, osserviamo solo un fondo che presenta una selectivity positiva e significativa (A03). Quando le analisi sono condotte con i modelli che tengono in considerazione la potenziale attività di timing non osserviamo più la presenza di un α_p statisticamente significativo.

Dalla tabella 9a (classifica e performance totale) osserviamo che, in media, i fondi del primo campione mostrano una performance totale pari al grado di rischio con i rendimenti lordi (tendenzialmente con segno negativo, ma statisticamente non diversa da zero), ed una performance totale negativa con i rendimenti netti, utilizzando l'indice MISE. Se i modelli di valutazione utilizzano l'indice COMIT Globale il giudizio complessivo muta radicalmente. Osserviamo un discreto numero di α_p significativi con entrambe le metodologie e, a livello di performance totale, il primo campione evidenzia una misura media di performance superiore dello 0,36% con i rendimenti lordi e dello 0,21% con i rendimenti netti (in termini annuali rispettivamente il 4,41% e il 2,55%). Passando all'analisi dell'attività di *timing* la Tabella 8a mostra che in pochissimi casi si rileva la presenza di una significativa attività previsionale sull'andamento del mercato. Con l'indice MISE i coefficienti β_2 sono tendenzialmente negativi, ma pochi sono significativi (due con H-M e uno con T-M); con l'indice COMIT Globale i coefficienti β_2 sono tendenzialmente positivi, ma anche in questo caso solo tre sono significativi (sia con H-M che con T-M).

Nel secondo campione (Tabelle 8b e 9b) le analisi condotte con l'indice MISE non mostrano in nessun caso la presenza di α_p positivi e significativi (sia con i rendimenti lordi e netti che con le diverse metodologie). Anche in questo campione le analisi condotte con il COMIT Globale mutano il giudizio globale radicalmente. Se infatti si prende la misura di performance totale evidenziata nella Tabella 9b si osserva che con l'indice MISE la performance media totale è già negativa (e significativa) con i rendimenti lordi (-0,2% mensile, -2,37% annuale) e, naturalmente, peggiora con i rendimenti netti (-0,38% mensile, -4,47% annuale). Con l'indice COMIT osserviamo viceversa una significativa performance media positiva con i rendimenti lordi (0,29% mensile, 3,53% annuale) ed una tendenziale performance positiva con i rendimenti netti (0,1% mensile, 1,21% annuale, significativa solo con il modello di Jensen).

TABELLA 8a. *Analisi della performance dei fondi d'investimento italiani - Sintesi delle stime GLS*
(Primo campione - periodo agosto 1985-dicembre 1989 $t = 1, \dots, 53$).

Stime	Indice COMIT globale						Indice MISE					
	Jensen		H-M		T-M		Jensen		H-M		T-M	
	μ/σ	Pos./Neg.	μ/σ	Pos./Neg.	μ/σ	Pos./Neg.	μ/σ	Pos./Neg.	μ/σ	Pos./Neg.	μ/σ	Pos./Neg.
PARTE A - Analisi sui rendimenti lordi												
α_p	0.0036 (0.003)	19[13] 1[0]	0.0020 (0.003)	17[2] 3[1]	0.0027 (0.003)	19[8] 1[1]	-0.0006 (0.003)	6[1] 14[1]	0.0018 (0.003)	15[0] 5[0]	0.0001 (0.003)	9[0] 11[1]
$\hat{\beta}_1$	0.424 (0.067)	20[20]	0.458 (0.073)	20[20]	0.430 (0.066)	20[20]	0.506 (0.080)	20[20]	0.457 (0.085)	20[20]	0.505 (0.079)	20[20]
$\hat{\beta}_2$			0.0583 (0.048)	17[3] 3[0]	0.1738 (0.152)	17[3] 3[0]			-0.0946 (0.053)	0[0] 20[2]	-0.1836 (0.215)	3[0] 17[1]
PARTE B - Analisi sui rendimenti netti												
α_p	0.0022 (0.003)	19[7] 1[1]	0.0005 (0.003)	12[1] 8[2]	0.0013 (0.003)	15[3] 5[1]	-0.0020 (0.003)	3[0] 17[3]	0.0004 (0.003)	11[0] 9[1]	-0.0013 (0.003)	5[0] 15[1]
$\hat{\beta}_1$	0.423 (0.067)	20[20]	0.458 (0.073)	20[20]	0.429 (0.066)	20[20]	0.505 (0.080)	20[20]	0.457 (0.085)	20[20]	0.505 (0.079)	20[20]
$\hat{\beta}_2$			0.0585 (0.048)	17[3] 3[0]	0.1740 (0.152)	17[3] 3[0]			-0.0945 (0.053)	0[0] 20[2]	-0.1834 (0.215)	3[0] 17[1]

Nota: Il numero dei coefficienti positivi è riportato nella stessa riga del coefficiente, mentre il numero dei coefficienti negativi è riportato nella riga successiva. Tra parentesi quadra appare la deviazione standard della media dei coefficienti stimati. Tra parentesi quadra appare il numero dei coefficienti statisticamente significativi ad un livello di confidenza ≤ 0.05 .

TABELLA 8b. *Analisi della performance dei fondi d'investimento italiani - Sintesi delle stime GLS*
(Secondo campione - periodo gennaio 1987-dicembre 1989 $t = 1, \dots, 36$).

Stime	Indice COMIT globale						Indice MISE					
	Jensen		H-M		T-M		Jensen		H-M		T-M	
	μ/σ	Pos./Neg.	μ/σ	Pos./Neg.	μ/σ	Pos./Neg.	μ/σ	Pos./Neg.	μ/σ	Pos./Neg.	μ/σ	Pos./Neg.
PARTE A - Analisi sui rendimenti lordi												
$\hat{\alpha}_p$	0.0029 (0.001)	15[6]	0.0027 (0.002)	13[1] 2[0]	0.0029 (0.002)	15[4]	-0.0020 (0.001)	1[0] 14[0]	0.0025 (0.002)	14[0] 1[0]	0.0011 (0.001)	12[0] 3[0]
$\hat{\beta}_1$	0.411 (0.070)	15[15]	0.418 (0.082)	15[15]	0.410 (0.066)	15[15]	0.460 (0.076)	15[15]	0.347 (0.076)	15[14]	0.439 (0.072)	15[15]
$\hat{\beta}_2$			0.0095 (0.113)	7[1] 8[0]	-0.0119 (0.487)	7[2] 8[1]			-0.2047 (0.124)	1[0] 14[5]	-1.1292 (0.652)	1[0] 14[9]
PARTE B - Analisi sui rendimenti netti												
$\hat{\alpha}_p$	0.0010 (0.002)	13[1] 2[0]	0.0010 (0.003)	8[0] 7[0]	0.0011 (0.002)	12[2] 3[0]	-0.0038 (0.002)	0[0] 15[3]	0.0009 (0.002)	10[0] 5[0]	-0.0006 (0.002)	4[0] 11[0]
$\hat{\beta}_1$	0.405 (0.071)	15[15]	0.407 (0.091)	15[14]	0.403 (0.068)	15[15]	0.455 (0.079)	15[15]	0.338 (0.092)	15[14]	0.433 (0.076)	15[15]
$\hat{\beta}_2$			0.0011 (0.119)	7[1] 8[0]	-0.0414 (0.493)	6[2] 9[1]			-0.2123 (0.136)	1[0] 14[5]	-1.1712 (0.693)	1[0] 14[9]

Nota: Il numero dei coefficienti positivi è riportato nella stessa riga del coefficiente, mentre il numero dei coefficienti negativi è riportato nella riga successiva. Tra parentesi tonda appare la deviazione standard della media dei coefficienti stimati. Tra parentesi quadra appare il numero dei coefficienti statisticamente significativi ad un livello di confidenza ≤ 0.05 .

TABELLA 9a. *Classifica e performance totale dei fondi d'investimento italiani*
(Primo campione - periodo agosto 1985-dicembre 1989 $t = 1, \dots, 53$).

Classifica e statistica	Indice COMIT globale			Indice MISE		
	Jensen	H-M	T-M	Jensen	H-M	T-M
PARTE A - Analisi sui rendimenti lordi						
1	A05*	A05*	A05*	A05*	A05*	A05*
2	A03*	A03*	A03*	A03*	A03*	A03*
3	B06*	B06*	B06*	B06*	B06*	B06*
4	A02*	A02*	A02*	A02*	A02*	A02*
5	B17*	B17*	B17*	B17*	B17*	B17*
6	B12*	B12*	B12*	B12*	B12*	B12*
7	A01*	A01*	A01*	A01*	A01*	A01*
8	B11*	B11*	B11*	B11*	B11*	B11*
9	B13*	B13*	B13*	B13*	B13*	B13*
10	B19*	B19*	B19*	B19*	B19*	B19*
11	B08*	B08*	B08*	B08*	B08*	B08*
12	B10*	B10*	B10*	B10*	B10*	B10*
13	B18*	B18*	B18*	B18*	B18*	B18*
14	B20*	B16*	B20*	B16*	B20*	B16*
15	A04*	B20*	A04*	B20*	A04*	B20*
16	B07*	B07*	B07*	B07*	B07*	B07*
17	B09*	B09*	B09*	B09*	B09*	B09*
18	B15*	B15*	B15*	B15*	B15*	B15*
19	B14	B14	B14	B14	B14	B14
20	B14	B14	B14	B14	B14	B14
Media	0.0036*	0.0035*	0.0036*	0.0036*	0.0035*	0.0036*
Mediana	0.0034	0.0033	0.0034	0.0034	0.0033	0.0034
σ	0.0028	0.0028	0.0028	0.0028	0.0028	0.0028
PARTE B - Analisi sui rendimenti netti						
1	A05*	A05*	A05*	A05*	A05*	A05*
2	A03*	A03*	A03*	A03*	A03*	A03*
3	B06*	B06*	B06*	B06*	B06*	B06*
4	A02*	A02*	A02*	A02*	A02*	A02*
5	B17*	B17*	B17*	B17*	B17*	B17*
6	B12*	B12*	B12*	B12*	B12*	B12*
7	A01*	A01*	A01*	A01*	A01*	A01*
8	B11*	B11*	B11*	B11*	B11*	B11*
9	B13*	B13*	B13*	B13*	B13*	B13*
10	B19*	B19*	B19*	B19*	B19*	B19*
11	B08*	B08*	B08*	B08*	B08*	B08*
12	B10*	B10*	B10*	B10*	B10*	B10*
13	B18*	B18*	B18*	B18*	B18*	B18*
14	B20*	B16*	B20*	B16*	B20*	B16*
15	B09*	B09*	B09*	B09*	B09*	B09*
16	B16*	B16*	B16*	B16*	B16*	B16*
17	B07*	B07*	B07*	B07*	B07*	B07*
18	A04*	A04*	A04*	A04*	A04*	A04*
19	B15*	B15*	B15*	B15*	B15*	B15*
20	B14	B14	B14	B14	B14	B14
Media	0.0022*	0.0021*	0.0022*	0.0022*	0.0021*	0.0022*
Mediana	0.0019	0.0018	0.0019	0.0019	0.0018	0.0019
σ	0.0029	0.0029	0.0029	0.0029	0.0029	0.0029

Nota: * segnala una performance totale positiva, a segnala che la media è statisticamente significativa ad un livello di confidenza ≤ 0.05 .

Per ciò che riguarda l'attività di *timing*, il comportamento di questo campione risulta lievemente diverso dal primo con l'indice MISE (si ricordi che per questo campione il periodo temporale di analisi è più breve): in questo caso troviamo che il 33% dei fondi presenta un β_2 significativamente negativo con il modello di H-M, mentre con il modello di T-M la percentuale sale al 60%. Con l'indice COMIT Globale si osserva viceversa che i coefficienti β_2 significativi sono uno positivo con il modello di H-M e due positivi e uno negativo con il modello di T-M.

Le Tabelle 9a e 9b ci permettono poi di rilevare un aspetto interessante del problema dell'efficienza del *benchmark*. È infatti opportuno notare la maggiore uniformità delle graduatorie che si ottengono quando utilizziamo il *benchmark* efficiente rispetto a quanto si ottiene con un indice inefficiente. Le classifiche stilate con l'indice MISE risultano sostanzialmente immutate di fronte a metodologie di valutazione diverse, mentre ciò non si realizza con un *benchmark* inefficiente.

In merito al discusso fenomeno dell'asimmetrico comportamento dei coefficienti $\hat{\alpha}_p$ e $\hat{\beta}_2$ si osserva, ancora una volta, una correlazione negativa tra i coefficienti stimati per la *selectivity* e il *timing*. In senso stretto, ciò implica un'elevato grado di specializzazione nelle scelte di gestione tra selezione dei titoli e previsioni sull'andamento del mercato.

La Tabella 10 evidenzia la dimensione del fenomeno per le analisi effettuate sui rendimenti lordi, in quanto le stesse misure per le analisi condotte sui rendimenti netti sono praticamente simili e conducono pertanto alle medesime conclusioni. Dall'esame della tabella emerge che questo risultato è però confermato statisticamente solo per il secondo campione, e risulta lievemente più accentuato con l'indice COMIT e con il modello di H-M. Ci sembra quindi che questo effetto sia in realtà da ridimensionare e, al più, è probabilmente il frutto di una modesta serie temporale dei rendimenti utilizzati per il secondo campione. Rimane comunque l'evidenza di una tendenziale correlazione negativa che merita un approfondimento.

Il fenomeno, già segnalato in altri mercati (Chang-Lewellen (1984), Henriksson (1984), Connor-Korajczyk (1988) e Cumby-Glen (1990)), ha suggerito diverse interpretazioni. L'accettazione dell'ipotesi di un *timing* deliberatamente negativo da parte dei gestori (il *perverse market timing*) risulta un paradosso per gli stessi obiettivi che si propongono i *test* sul *timing*. Infatti, equivarrebbe a dire che i ge-

TABELLA 9b. *Classifica e performance totale dei fondi d'investimento italiani*
(Secondo campione - periodo gennaio 1987-dicembre 1989 $t = 1, \dots, 36$).

Classifica e statistica	Indice COMIT globale			Indice MISE		
	Jensen	H-M	T-M	Jensen	H-M	T-M
PARTE A - Analisi sui rendimenti lordi						
1	B25*	B30*	B30*	B35*	B35*	B35*
2	B31*	B31*	B31*	B25	B25	B25
3	B30*	B27*	B25*	B31	B31	B31
4	B29*	B26*	B26*	B30	B30	B30
5	B24*	B25*	B27*	B24	B24	B24
6	B33*	B24*	B29*	B33	B33	B33
7	B27*	B35*	B24*	B29	B29	B29
8	B26*	B33*	B33*	B27	B26	B27
9	B22*	B29*	B35*	B26	B27	B26
10	B35*	B34*	B34*	B34	B32	B34
11	B34*	B22*	B22*	B32	B34	B32
12	B28*	B23*	B23*	B22	B22	B22
13	B32*	B28*	B28*	B23	B23	B23
14	B23*	B32*	B32*	B28	B28	B28
15	B21*	B21*	B21*	B21	B21	B21
Media	0.0029 ^a	0.0030 ^a	0.0029 ^a	-0.0020	-0.0019	-0.0021
Mediana	0.0030	0.0030	0.0030	-0.0021	-0.0020	-0.0022
σ	0.0010	0.0015	0.0012	0.0013	0.0013	0.0014
PARTE B - Analisi sui rendimenti netti						
1	B31*	B30*	B31*	B35	B35	B35
2	B30*	B31*	B30*	B31	B31	B31
3	B25*	B27*	B27*	B30	B30	B30
4	B29*	B24*	B24*	B24	B25	B24
5	B27*	B35*	B25*	B25	B24	B25
6	B24*	B26*	B29*	B27	B27	B27
7	B22*	B34*	B26*	B29	B29	B29
8	B34*	B25*	B35*	B33	B33	B33
9	B35*	B29*	B34*	B34	B34	B34
10	B26*	B22*	B22*	B32	B32	B32
11	B33*	B33*	B33*	B26	B26	B26
12	B28*	B28	B28*	B22	B22	B22
13	B32*	B32	B32*	B28	B28	B28
14	B21	B21	B21	B21	B21	B21
15	B23	B23	B23	B23	B23	B23
Media	0.0010 ^a	0.0010	0.0010	-0.0038 ^a	-0.0037 ^a	-0.0039 ^a
Mediana	0.0012	0.0015	0.0015	-0.0035	-0.0034	-0.0036
σ	0.0021	0.0026	0.0022	0.0021	0.0021	0.0021

Nota: * segnala una performance totale positiva. ^a segnala che la media è statisticamente significativa ad un livello di confidenza ≤ 0.05 .

TABELLA 10. Correlazioni medie tra i coefficienti α_p e β_2 .

Modello	Indice COMIT globale	Indice MISE
PARTE A - Primo campione (periodo agosto 1985-dicembre 1989 $t = 1, \dots, 53$.)		
H-M.....	-0.350	-0.255
T-M.....	-0.031	-0.157
PARTE B - Secondo campione (periodo gennaio 1987-dicembre 1989 $t = 1, \dots, 36$.)		
H-M.....	-0.910*	-0.881*
T-M.....	-0.777*	-0.690*

Nota: * statisticamente significativo ad un livello di confidenza ≤ 0.05 .

stori, pur disponendo di adeguate informazioni su $E(\tilde{R}_i)$ le utilizzano irrazionalmente, aumentando il beta quando si attende un mercato al ribasso e viceversa. Il paradosso risulterebbe poi incredibile se si pensa che i gestori che realizzano un β_2 significativamente negativo dimostrano, allo stesso tempo, una eccellente *selectivity*.²¹

Connor e Korajczyk (1988) prendono in considerazione tre ipotesi per spiegare questo dilemma. Le prime due considerano la possibilità che i fondi negozino opzioni o realizzino strategie dinamiche di portafoglio. Entrambe, come è noto, producono dei profili di rendimento asimmetrici, generando quindi la rilevata anomalia. La terza riprende invece la possibilità di mere relazioni artificiali che si vengono a creare per la presenza dell'effetto opzione nei *benchmark* utilizzati. Nel caso italiano si possono escludere a priori la prima, per i vincoli regolamentari, e la terza per l'evidenza da noi mostrata sull'indice MISE. La seconda ipotesi, pur possibile sulla carta, ci sembra anch'essa improbabile, data la mancanza di mercati organizzati di strumenti derivati che rendono possibili (in termini di costi e di efficienza) queste strategie.

²¹ Nel modello di GRINBLATT-TITMAN (1989b, par. 6) vengono considerati degli investitori che dispongono di informazioni superiori e realizzano un *timing* errato. Questo risultato è però raggiunto quando si assume che l'avversione al rischio diviene arbitrariamente elevata all'aumentare del livello di $E(\tilde{R}_i)$. In altri termini, l'effetto di sostituzione viene ad essere dominato da un effetto ricchezza dell'individuo.

A nostro avviso, la tendenziale correlazione negativa che osserviamo tra α_p e β_2 , ha in realtà una spiegazione molto più semplice nel caso italiano. Gli *switch* di portafoglio dei fondi italiani sono essenzialmente motivati dalle esigenze di liquidità della gestione, fortemente condizionata dall'andamento dei riscatti e delle sottoscrizioni. È probabile che i fondi siano stati costretti a vendere titoli di stato (R_f) per far fronte ai riscatti in un mercato azionario al ribasso che non permetteva i realizzi sui titoli azionari; oppure, la situazione contraria, di non poter trarre un maggiore beneficio da un rialzo del mercato per l'impossibilità di aumentare il peso dei titoli azionari (per i vincoli del 5% e per la esigua liquidità di molti titoli) e per la maggiore facilità con cui si poteva investire in titoli pubblici. L'effetto combinato (e crediamo non desiderato) di queste scelte forzate è stato appunto di modificare il rischio di portafoglio nella direzione opposta a quanto richiesto dall'andamento del mercato.

Un ultimo aspetto che ci è sembrato utile indagare sulla performance dei fondi italiani riguarda l'impatto che hanno avuto il *crash* dell'Ottobre 1987 e il *mini-crash* dell'Ottobre 1989 sulla performance totale. Per far ciò abbiamo stimato il modello di Jensen includendo una variabile di comodo per i due mesi interessati dai forti ribassi (*dummy* con valore pari a 1 nei due mesi e 0 negli altri casi). La variabile, come era facile prevedere, risulta sempre negativa, con una frequenza di significatività quasi totale. Di seguito daremo un commento rispetto ai risultati evidenziati nelle Tabelle 8a e 8b.

Per il primo campione, le analisi con i rendimenti lordi e con l'indice MISE portano il numero dei coefficienti α_p positivi da 6 a 12, mentre non vi è variazione dei coefficienti statisticamente significativi, che rimane per l'unico caso del fondo A03. Sempre con i rendimenti lordi, ma utilizzando l'indice COMIT Globale, il numero dei coefficienti positivi rimane invariato, ma la presenza di α_p significativi al 95% passa da 13 a 15 casi. Utilizzando i rendimenti netti, con il MISE i coefficienti positivi passano da 3 a 5 (ma sempre nessuno significativo), mentre i coefficienti negativi e significativi scendono da 3 a 1. Con l'indice COMIT il numero degli α_p positivi rimane invariato, ma quelli significativi aumentano da 7 a 11.

Nel secondo campione si nota una simile tendenza. Con i rendimenti lordi e con l'indice MISE si passa da 1 a 3 in termini di coefficienti positivi, ma con nessuna variazione nella frequenza della significatività; con l'indice COMIT si passa da 6 a 9 nella frequenza della significatività. Utilizzando i rendimenti netti, nel caso dell'indi-

ce MISE l'unica variazione è la riduzione dei coefficienti significativamente negativi (da 3 a 1), mentre con l'indice COMIT il numero dei coefficienti positivi sale da 13 a 14, con una frequenza di significatività che passa da 1 a 2.

In sintesi, i forti ribassi del 1987 e del 1989 hanno avuto sicuramente un importante impatto sulla performance dei fondi italiani nel periodo esaminato ma, tenendo anche in considerazione questi eventi (che comunque fanno parte dei rischi di gestione) non muta sostanzialmente il giudizio generale sulla presenza di significative performance positive.

4.4. Le reali strategie di portafoglio dei fondi italiani

I risultati delle analisi empiriche condotte sui fondi italiani confermano, ancora una volta, che questi investitori istituzionali non riescono ad ottenere, in media, una redditività superiore al grado di rischio. Le conclusioni, sono poi particolarmente sconcertanti se si pensa che sono stati utilizzati i rendimenti lordi per individuare la presenza di performance migliori che non possono essere colte con l'ausilio dei rendimenti netti delle quote. Le analisi condotte con il benchmark efficiente, è bene forse ricordarlo a questo punto, ci evidenziano un solo caso di significativa attività di selezione e nessun caso di positiva e significativa attività di *market timing*. Rimane pertanto l'interrogativo su quali siano le reali strategie di portafoglio dei fondi italiani.

L'impressione che la gestione di portafoglio dei fondi italiani sia pressoché passiva la si ricava da tutte le analisi presentate ed inoltre dai test di eteroschedasticità e di autocorrelazione dei residui condotti preliminarmente. La presenza di eteroschedasticità è infatti sempre rilevata quando un fondo tenta di anticipare i movimenti del mercato compiendo delle variazioni di portafoglio che tendono a modificare il beta (si veda Breen-Jagannathan-Ofer (1986)). Il rifiuto dell'ipotesi di eteroschedasticità in tutti i casi, conferma che non viene svolta dai fondi italiani una concreta attività di *market timing*.²² Mentre invece, la diffusa presenza di autocorrelazioni positi-

²² Si veda il nostro precedente studio (FERRETTI-MURGIA (1990)), dove vengono discusse alcune ipotesi sull'oggettiva difficoltà che esiste nel mercato italiano allo svolgimento di attività di *market timing*.

ve dei residui è il tipico segnale che i prezzi (nel nostro caso il valore dei patrimoni dei fondi) si *adeguano in ritardo* all'arrivo delle nuove informazioni. Queste considerazioni portano naturalmente a sostenere l'ipotesi di un generale comportamento dei fondi impegnato a *seguire* il mercato e non ad anticiparlo.

Per verificare questa ipotesi è possibile effettuare un semplice *test*, proposto da Bhattacharya e Pfeleiderer (1983), sulle correlazioni medie tra i rendimenti dei fondi nel periodo t e la variabile di timing di Treynor-Mazuy nel periodo $t - 1$ e t . Se la correlazione media risultasse più elevata nel periodo $t - 1$ rispetto a quello corrente, il comportamento dei fondi si configurerebbe come la tipica attività di gestione condotta con l'ausilio dell'analisi tecnica, che risponde ai segnali che provengono dall'andamento passato del mercato.

Nella Tabella 11 riportiamo i valori medi dei coefficienti di correlazione calcolati sui rendimenti lordi, in quanto i valori calcolati sui rendimenti netti non sono sostanzialmente diversi.

TABELLA 11. Valori medi dei coefficienti di correlazione tra il rendimento del fondo e la variabile di timing di Treynor-Mazuy.

Campione	$R_{pt}, (R_{t-1})^2, (R_t)^2$			
	Indice COMIT globale		Indice MISE	
	$t - 1$	t	$t - 1$	t
Primo	0.255	-0.126	0.245	0.060
Secondo	0.091	-0.606	0.067	-0.442

Note: Tutti i valori medi sono statisticamente significativi ad un livello di confidenza ≤ 0.01 .

Si potrà notare la correlazione (sempre positiva) che esiste tra i rendimenti dei fondi nel mese t rispetto all'andamento del mercato nel mese precedente, e la differenza di segno che esiste invece quando si considera la correlazione tra R_{pt} e R_{t-1}^2 . L'unica eccezione è data dal valore rilevato con l'indice MISE per il primo campione. Questa differenza trova spiegazione in una osservazione molto semplice. Si immagina un gestore che modifica la composizione del portafoglio all'inizio (o durante) il mese t in seguito ai segnali ricevuti sulla base dell'andamento del mercato nel mese $t - 1$. Se durante il mese t il

gestore si trova, fortunatamente, in un mercato in tendenza uguale a $t - 1$ (cioè con lo stesso segno), lo *switch* di portafoglio risulterà — più o meno — corretto, evidenziando una correlazione positiva tra le scelte di portafoglio basate sulle informazioni a $t - 1$ e ciò che è realmente successo nel mese t . Detto in altri termini, tanto maggiori sono i *market reverse* tanto più è difficile la vita dei gestori e minori sono le possibilità di successo dei *chartisti*.

Nel nostro campione, l'indice COMIT Globale evidenzia ben 22 variazioni nella direzione del mercato, mentre l'indice MISE ne registra solo 16. Questa è, a nostro avviso, la spiegazione della correlazione media positiva che osserviamo per il primo campione con la variabile di *timing* sull'indice MISE. In ogni caso, queste fortune non portano a registrare delle significative performance sulla anticipazione dei movimenti del mercato.

Come ultima considerazione è interessante notare che il fondo migliore del primo campione, A05 (si veda la Tabella 9a), è l'unico fondo che evidenzia una correlazione positiva con l'indice COMIT Globale nel mese t e la più alta correlazione positiva con l'indice MISE nel mese t . Questo fondo non ha mai evidenziato una significativa *selectivity* (al contrario, ad esempio, del secondo fondo della graduatoria A03), ma risulta comunque in testa alla classifica grazie ai più elevati coefficienti nell'attività di *timing*. Sembrerebbe quindi che una maggiore abilità di *timing* sia la chiave di successo dei *best performer*. In realtà, è nostra opinione che sia prematura una simile conclusione perché le analisi condotte non hanno esplicitamente distinto, tra i fondi che ottengono performance totali positive, quelli che hanno informazioni migliori rispetto a quelli che sono essenzialmente più aggressivi.²³ Quest'ultima caratteristica, come è facile in-

²³ Il problema può essere così illustrato. Definiamo con R_{mt}^* l'aspettativa del gestore sull'andamento del mercato condizionata al set di informazioni possedute all'inizio del periodo t (Φ_t). L'espressione

$$R_{mt}^* = E(\tilde{R}_{mt} | \Phi_t)$$

evidenzia gli obiettivi del gestore assumendo una distribuzione normale per \tilde{R}_{mt} . L'attività di gestione tesa a modificare il beta di portafoglio in risposta alle informazioni possedute sarà quindi esemplificata dalla seguente

$$\tilde{\beta}_{pt} = \beta_{pt} + \theta R_{mt}^*$$

dove β_{pt} è il beta-obiettivo del fondo e θ quantifica la reazione del gestore alle sue

tuire, è poi condizionata da diversi fattori, tra cui, forse il più rilevante, è la dimensione del patrimonio da gestire.²⁴ Le future ricerche sulla *investment performance evaluation* dovranno quindi confrontarsi con le non facili analisi che devono distinguere i gestori che hanno effettivamente delle informazioni di qualità rispetto ai gestori che sono essenzialmente più dinamici o aggressivi.

5. CONCLUSIONI

In questo studio abbiamo analizzato la performance di un campione di fondi comuni mobiliari italiani utilizzando un approccio innovativo in due importanti aspetti.

In primo luogo si è esaminata la struttura ed il livello dei costi di gestione dei fondi d'investimento per meglio valutare sia le differenze tra i fondi che il potenziale impatto che essi possono avere sulle performance totali. Lo studio dei costi di gestione ci ha consentito di utilizzare i rendimenti effettivi dei fondi al lordo di tutte le spese ed oneri periodicamente imputate alle quote dei sottoscrittori, per esaminare le reali performance e, soprattutto, le capacità professionali dei gestori di portafoglio dei fondi d'investimento, capacità altrimenti non pienamente verificabili utilizzando i rendimenti netti. L'abilità in questione è quella di selezione dei titoli sotto-quotati e delle ricomposizioni di portafoglio volte ad anticipare i movimenti di mercato, in grado di produrre un *plusvalore* che va ad aggiungersi al servizio di diversificazione naturalmente offerto da questa soluzione di investimento.

In secondo luogo si è affrontato il delicato problema della scelta del portafoglio di riferimento (*benchmark*) per determinare il livello normale della redditività aggiustata al rischio dei fondi. Lo studio del *benchmark* ci ha consentito di rilevare le notevoli inefficienze e distorsioni valutative che si potrebbero creare con l'utilizzo di indici

informazioni. Da tutto ciò è possibile ricavare che il coefficiente stimato $\hat{\beta}_2$ nei modelli di *timing* quantifica sia la reazione del manager, che la qualità delle informazioni che hanno motivato la variazione del beta di portafoglio.

²⁴ GRINBLATT e TITMAN (1989a) dimostrano che i fondi statunitensi di dimensione minore registrano le extra-performance più elevate a livello di rendimenti lordi stimati, ma non consentono ai loro sottoscrittori di usufruire di questa maggiore redditività per effetto di una più elevata incidenza dei costi di gestione rispetto ai fondi di dimensione maggiore.

azionari ponderati per il valore di mercato dei titoli, quali quelli solitamente utilizzati. L'indice da noi costruito è un indice senza ponderazione, che risulta efficiente secondo l'analisi media-varianza e, soprattutto, impedisce che si rilevino extra-performance (sia positive che negative) da parte di strategie passive di portafoglio, cioè strategie che non richiedono alcuna abilità previsionale.

I risultati empirici dimostrano che, per il campione e per il periodo esaminato, solo un fondo è riuscito ad ottenere una significativa misura di Jensen e che nessun fondo evidenzia una significativa abilità nel prevedere l'andamento del mercato. A livello generale, le performance misurate con i rendimenti lordi risultano pari al grado di rischio e tendenzialmente negative (più marcatamente negative nel secondo campione analizzato per il periodo 1987-1989).

Le nostre analisi non rilevano, in definitiva, alcun plusvalore statisticamente significativo dall'attività di gestione del patrimonio dei fondi ma, è bene ricordare, non hanno potuto approfondire se ciò deriva da una scarsa dinamicità o aggressività dei gestori o se invece si spiega con un insufficiente livello qualitativo delle informazioni utilizzate per le scelte di portafoglio. Nelle analisi tese ad accertare l'abilità di previsione dell'andamento del mercato non abbiamo rilevato nessuna significativa presenza dell'attività di *timing* anzi, al contrario, si è rilevato un *timing* passivo, controproducente, probabilmente forzato dalle esigenze di liquidità che originano dall'andamento dei riscatti e delle sottoscrizioni.

In sintesi, nel nostro studio si dimostra che solo per un fondo si può, oggettivamente, operare un distinguo per la presenza di una extra-performance positiva e significativamente diversa da zero. Per il resto del campione, possiamo solo notare una sostanziale uniformità nell'esito delle scelte di gestione, le quali si caratterizzano come prevalentemente passive e tese a seguire l'andamento del mercato. Questa evidenza, da un lato conferma la rarità dei talenti, dall'altro solleva interrogativi sulla notevole diversità esistente nei costi di gestione dei singoli fondi. Queste perplessità sono legate al fatto che in un mercato competitivo del risparmio gestito, a fronte di una sostanziale uniformità nel livello qualitativo dei servizi offerti, si dovrebbe osservare una sostanziale omogeneità dei costi ad essi relativi e non la notevole difformità che invece è dato riscontrare.

APPENDICE A

Campione dei fondi d'investimento italiani.

Cod. Id.	Denominazione	Categoria
PARTE A - Primo campione (periodo agosto 1985-dicembre 1989 $t = 1, \dots, 53$)		
A01	Imicapital	Azionario
A02	Primecapital	Azionario
A03	Fondo professionale	Azionario
A04	Interbancaria azionario	Azionario
A05	Fiorino	Azionario
B06	Fondersel	Bilanciato
B07	Arca BB	Bilanciato
B08	Primerend	Bilanciato
B09	Genercomit	Bilanciato
B10	Euro andromeda	Bilanciato
B11	Azzurro	Bilanciato
B12	Libra	Bilanciato
B13	Multiras	Bilanciato
B14	Fondattivo	Bilanciato
B15	Visconteo	Bilanciato
B16	Fondinvest 2	Bilanciato
B17	Aureo	Bilanciato
B18	Nagracapital	Bilanciato
B19	Redditosette	Bilanciato
B20	Capitalgest	Bilanciato
PARTE B - Secondo campione (periodo gennaio 1987-dicembre 1989 $t = 1, \dots, 36$)		
B21	Risparmio Italia bilanciato	Bilanciato
B22	Fondo centrale	Bilanciato
B23	BN multifondo	Bilanciato
B24	Capitalfit	Bilanciato
B25	Cash management fund	Bilanciato
B26	Corona ferrea	Bilanciato
B27	Capitalcredit	Bilanciato
B28	Gestielle bilanciato	Bilanciato
B29	Euromobiliare capital fund	Bilanciato
B30	Eptacapital	Bilanciato
B31	Phenixfund	Bilanciato
B32	Fondicri II	Bilanciato
B33	Nordcapital	Bilanciato
B34	Geporeinvest	Bilanciato
B35	America	Bilanciato

APPENDICE B

Oneri di negoziazione su costi totali di gestione (%).

		1987	1988	1989	Media 87-89
1	Visconteo	12.58	24.85	39.22	25.55
2	Fondoattivo	17.73	20.93	34.98	24.55
3	Cash management fund	20.23	23.22	27.93	23.79
4	Capitalgest	22.46	25.22	17.32	21.66
5	Professionale	22.57	22.42	19.72	21.57
6	Fiorino	19.93	22.74	21.20	21.29
7	BN multifondo	21.34	22.12	18.03	20.50
8	Euro mobiliare capital fund	17.75	18.40	19.83	18.66
9	Gestielle B	16.02	17.07	22.38	18.49
10	Redditosette	12.64	27.77	13.98	18.13
11	Capitalfit	13.92	18.95	16.78	16.55
12	Centrale	11.83	14.89	19.65	15.46
13	Risparmio Italia bilanciato	15.08	15.53	14.53	15.04
14	Arca BB	13.57	13.59	15.58	14.91
15	Eptacapital	9.97	14.07	16.90	13.65
16	Azzurro	12.58	14.25	13.86	13.56
17	Fondicri II	11.38	16.37	12.32	13.36
18	America	14.10	9.86	14.63	12.86
19	Corona ferrea	12.95	14.40	9.14	12.16
20	Phenixfund	13.18	14.59	8.59	12.12
21	Nagracapital	8.29	11.01	15.11	11.47
22	Geporeinvest	10.44	10.85	12.49	11.26
23	Aureo	10.09	11.39	12.19	11.22
24	Primecapital	8.00	14.11	11.05	11.05
25	Fondinvest 2	10.14	12.61	9.90	10.88
26	Primerend	7.81	13.15	11.57	10.84
27	Euro andromeda	9.69	10.40	12.41	10.83
28	Nordcapital	8.31	9.40	11.38	9.70
29	Imicapital	7.82	9.45	9.75	9.01
30	Multiras	7.71	8.45	9.17	8.44
31	Capitalcredit	7.85	8.33	7.95	8.04
32	Fondersel	7.19	7.20	7.20	7.19
33	Libra	2.18	2.75	9.68	4.87
34	Genercomit	4.88	4.36	4.81	4.68
35	Interbancaria azionario	3.64	4.11	3.90	3.88

Provvigioni su costi totali di gestione (%).

		1987	1988	1989	Media 87-89
1	Interbancaria azionario	83.84	82.97	84.98	83.93
2	Nordcapital	79.00	78.46	75.77	77.74
3	Fondersel	76.75	76.53	76.48	76.59
4	Multiras	76.84	74.66	77.64	76.38
5	Genercomit	76.09	76.49	75.92	76.16
6	Libra	78.43	77.85	72.16	76.15
7	Nagracapital	77.94	75.57	72.01	75.17
8	Fondinvest 2	75.19	73.50	75.99	74.89
9	Primerend	76.97	70.46	75.69	74.37
10	Primecapital	76.56	69.69	76.11	74.12
11	Capitalcredit	73.51	72.87	73.67	73.35
12	Eptacapital	78.78	71.11	69.13	73.01
13	Risparmio Italia Bilanciato	72.52	72.23	73.11	72.62
14	Corona ferrea	72.61	66.90	77.66	72.39
15	Imicapital	73.20	71.97	71.72	72.30
16	Euro andromeda	71.86	71.19	69.86	70.97
17	Aureo	72.00	70.78	70.11	70.96
18	Geporeinvest	69.85	69.67	68.44	69.32
19	Fondicri II	70.87	66.94	69.84	69.22
20	Azzurro	69.36	68.23	68.64	68.74
21	Arca BB	69.30	67.52	67.55	68.12
22	Phenixfund	67.23	66.05	70.49	67.92
23	America	67.87	70.06	65.47	67.80
24	Centrale	70.20	67.99	63.90	67.36
25	Euro mobiliare capital fund	67.26	68.35	64.36	66.66
26	Capitalfit	68.82	64.18	65.92	66.31
27	Cash management fund	69.13	65.73	62.32	65.73
28	Redditosette	68.23	56.84	71.32	65.47
29	Fiorino	63.84	63.00	68.43	65.09
30	Gestielle B	67.28	66.00	61.80	65.03
31	Fondo attivo	70.94	67.75	54.90	64.53
32	BN multifondo	61.87	61.80	66.24	63.30
33	Professionale	61.59	62.10	64.91	62.87
34	Capitalgest	60.50	58.97	65.34	61.60
35	Visconteo	69.88	60.07	48.47	59.47

Imposte su costi totali di gestione (%).

		1987	1988	1989	Media 87-89
1	Genercomit	19.00	19.03	19.19	19.07
2	Libra	19.29	19.24	17.98	18.84
3	Capitalcredit	18.25	18.74	18.32	18.44
4	Imicapital	18.30	17.99	17.93	18.07
5	Euro andromeda	17.91	17.78	17.45	17.72
6	Aureo	17.67	17.59	17.37	17.54
7	Azzurro	17.94	17.36	17.29	17.53
8	Geporeinvest	17.55	17.47	16.93	17.32
9	Fondicri II	17.55	16.39	17.31	17.08
10	Phenixfund	16.81	16.53	17.64	17.00
11	Arca BB	17.07	16.77	16.75	16.87
12	Centrale	17.74	16.69	15.87	16.76
13	Capitalfit	16.99	16.20	16.45	16.55
14	America	16.55	17.44	15.25	16.42
15	Capitalgest	16.67	14.99	16.56	16.07
16	Gestielle B	16.55	16.33	15.12	16.00
17	Fondersel	15.88	16.02	16.10	16.00
18	Professionale	15.75	15.35	15.29	15.46
19	Multiras	15.41	16.81	13.13	15.12
20	Primecapital	15.41	16.14	12.77	14.77
21	Primerend	15.16	16.29	12.63	14.70
22	Visconteo	17.19	14.76	11.89	14.62
23	BN multifondo	15.56	14.78	12.74	14.36
24	Redditosette	17.10	13.16	12.54	14.27
25	Fondinvest 2	13.78	13.37	13.74	13.63
26	Fiorino	16.10	14.07	10.21	13.46
27	Nagracapital	13.53	13.12	12.50	13.05
28	Euromobiliare capital fund	13.91	11.54	13.25	12.90
29	Eptacapital	10.38	14.00	13.73	12.70
30	Risparmio Italia bilanciato	12.29	12.16	12.26	12.24
31	Interbancaria azionario	12.51	12.89	11.10	12.17
32	Corona ferrea	13.35	12.85	9.51	11.90
33	Nordcapital	10.96	10.88	10.57	10.80
34	Fondoattivo	11.05	10.68	8.63	10.12
35	Cash management fund	9.58	8.99	8.60	9.06

Altri oneri su costi totali di gestione (%).

		1987	1988	1989	Media 87-89
1	Corona ferrea	1.09	5.85	3.69	3.55
2	Phenixfund	2.77	2.83	3.28	2.96
3	America	1.48	2.64	4.65	2.92
4	Redditosette	2.03	2.22	2.15	2.13
5	Geporeinvest	2.16	2.01	2.14	2.11
6	BN multifondo	1.23	1.30	2.98	1.84
7	Euromobiliare capital fund	1.08	1.71	2.56	1.78
8	Nordcapital	1.73	1.26	2.28	1.76
9	Cash management fund	1.06	2.06	1.15	1.43
10	Fondoattivo	0.28	0.65	1.49	0.81
11	Capitalgest	0.38	0.83	0.78	0.66
12	Eptacapital	0.86	0.82	0.24	0.64
13	Imicapital	0.68	0.58	0.60	0.62
14	Capitalfit	0.28	0.67	0.85	0.60
15	Fondinvest 2	0.90	0.52	0.37	0.60
16	Euro andromeda	0.54	0.63	0.28	0.48
17	Gestielle B	0.15	0.59	0.70	0.48
18	Centrale	0.23	0.43	0.59	0.42
19	Visconteo	0.35	0.32	0.42	0.36
20	Fondicri II	0.19	0.30	0.53	0.34
21	Nagracapital	0.23	0.30	0.38	0.30
22	Aureo	0.24	0.25	0.34	0.27
23	Fondersel	0.18	0.24	0.22	0.22
24	Azzurro	0.12	0.16	0.21	0.17
25	Capitalcredit	0.39	0.05	0.06	0.17
26	Fiorino	0.13	0.19	0.16	0.16
27	Libra	0.10	0.16	0.18	0.15
28	Professionale	0.10	0.12	0.08	0.10
29	Arca BB	0.05	0.11	0.12	0.09
30	Risparmio Italia bilanciato	0.11	0.08	0.09	0.09
31	Primerend	0.05	0.10	0.11	0.09
32	Genercomit	0.04	0.13	0.08	0.08
33	Primecapital	0.04	0.06	0.08	0.06
34	Multiras	0.03	0.08	0.05	0.06
35	Interbancaria azionario	0.01	0.03	0.03	0.02

Turnover (compravendite su patrimonio medio).

		1987	1988	1989	Media 87-89
1	Cash management fund	5.48	7.45	10.05	7.66
2	Fondoattivo	1.42	6.58	9.84	5.95
3	Fiorino	5.86	4.23	4.15	4.75
4	Redditosette	2.94	5.91	4.37	4.40
5	Fondicri II	3.33	5.44	3.38	4.05
6	Nagracapital	2.36	3.71	5.12	3.73
7	Azzurro	2.13	4.75	3.98	3.62
8	Euromobiliare capital fund	1.03	1.29	7.37	3.23
9	America	2.47	1.09	5.89	3.15
10	Gestielle B	3.47	2.19	3.11	2.92
11	Professionale	1.71	2.31	4.07	2.70
12	Visconteo	1.43	1.96	4.32	2.57
13	Eptacapital	2.58	2.86	2.09	2.51
14	Aureo	2.42	1.85	2.87	2.38
15	Capitalfit	1.81	2.45	2.73	2.33
16	BN multifondo	1.82	n.d.	2.46	2.14
17	Arca BB	0.83	2.24	2.87	1.98
18	Fondinvest 2	0.88	2.03	2.69	1.87
19	Capitalgest	1.66	1.74	2.16	1.85
20	Phenixfund	2.90	1.48	1.14	1.84
21	Primerend	0.88	1.51	2.77	1.72
22	Interbancaria azionario	1.18	1.87	2.01	1.69
23	Corona ferrea	1.77	1.89	1.29	1.65
24	Euro andromeda	1.05	1.51	2.37	1.64
25	Centrale	0.88	0.84	3.20	1.64
26	Primecapital	0.87	1.25	2.16	1.43
27	Genercomit	1.39	1.03	1.62	1.35
28	Risparmio Italia bilanciato	1.36	1.29	1.32	1.32
29	Geporeinvest	1.49	0.99	1.23	1.24
30	Libra	0.82	0.70	1.99	1.17
31	Capitalcredit	1.24	0.88	0.89	1.00
32	Fondersel	1.02	1.08	0.89	1.00
33	Nordcapital	1.14	0.42	1.33	0.97
34	Imicapital	0.41	1.07	1.17	0.88
35	Multiras	0.68	0.73	1.21	0.87

APPENDICE C

Costi totali di gestione su patrimonio medio (%).

		1987	1988	1989	Media 87-89
1	Cash management fund	2.59	2.78	2.93	2.76
2	Fondoattivo	2.27	2.34	2.88	2.50
3	Nordcapital	2.29	2.30	2.37	2.32
4	Corona ferrea	1.87	1.95	2.63	2.15
5	Interbancaria azionario	2.00	1.94	2.25	2.07
6	Risparmio Italia bilanciato	2.04	2.06	2.04	2.05
7	Euromobiliare capital fund	1.82	2.17	1.89	1.96
8	Fiorino	1.56	1.78	2.50	1.95
9	Nagracapital	1.87	1.90	1.99	1.92
10	Fondinvest 2	1.82	1.87	1.82	1.83
11	Redditosette	1.47	1.90	1.99	1.79
12	BN multifondo	1.60	1.69	1.96	1.75
13	Visconteo	1.46	1.69	2.10	1.75
14	Eptacapital	1.61	1.79	1.82	1.74
15	Primerend	1.65	1.54	1.98	1.72
16	Primecapital	1.63	1.55	1.96	1.71
17	Multiras	1.62	1.49	1.90	1.67
18	Professionale	1.59	1.63	1.64	1.62
19	Capitalgest	1.64	1.67	1.51	1.60
20	Gestielle B	1.51	1.53	1.65	1.57
21	Fondersel	1.58	1.56	1.56	1.57
22	America	1.52	1.43	1.64	1.53
23	Capitalfit	1.47	1.54	1.52	1.51
24	Centrale	1.43	1.51	1.57	1.50
25	Phenixfund	1.50	1.54	1.43	1.49
26	Arca BB	1.47	1.49	1.49	1.48
27	Fondicri II	1.43	1.53	1.44	1.47
28	Geporeinvest	1.42	1.44	1.47	1.44
29	Azzurro	1.41	1.45	1.46	1.44
30	Aureo	1.40	1.43	1.44	1.42
31	Euro andromeda	1.40	1.41	1.43	1.41
32	Imicapital	1.37	1.39	1.39	1.39
33	Capitalcredit	1.36	1.38	1.36	1.37
34	Libra	1.30	1.30	1.39	1.33
35	Genercomit	1.32	1.31	1.32	1.31

Oneri di negoziazione su patrimonio medio (%).

		1987	1988	1989	Media 87-89
1	Cash management fund	0.52	0.65	0.82	0.66
2	Fondoattivo	0.40	0.49	1.01	0.63
3	Visconteo	0.18	0.42	0.82	0.48
4	Fiorino	0.31	0.41	0.53	0.42
5	Euromobiliare capital fund	0.32	0.40	0.37	0.37
6	BN multifondo	0.34	0.37	0.35	0.36
7	Professionale	0.36	0.37	0.32	0.35
8	Capitalgest	0.37	0.42	0.26	0.35
9	Redditosette	0.19	0.53	0.28	0.33
10	Risparmio Italia bilanciato	0.31	0.32	0.30	0.31
11	Gestielle B	0.24	0.26	0.37	0.29
12	Corona ferrea	0.24	0.28	0.24	0.25
13	Capitalfit	0.20	0.29	0.26	0.25
14	Eptacapital	0.16	0.25	0.31	0.24
15	Centrale	0.17	0.22	0.31	0.23
16	Nordcapital	0.19	0.22	0.27	0.23
17	Nagracapital	0.15	0.21	0.30	0.22
18	Arca BB	0.20	0.23	0.23	0.22
19	Fondinvest 2	0.18	0.24	0.18	0.20
20	America	0.21	0.14	0.24	0.20
21	Fondicri II	0.16	0.25	0.18	0.20
22	Azzurro	0.18	0.21	0.20	0.20
23	Primecapital	0.13	0.22	0.22	0.19
24	Primerend	0.13	0.20	0.23	0.19
25	Phenixfund	0.20	0.22	0.12	0.18
26	Geporeinvest	0.15	0.16	0.18	0.16
27	Aureo	0.14	0.16	0.18	0.16
28	Euro andromeda	0.14	0.15	0.18	0.15
29	Multiras	0.13	0.13	0.17	0.14
30	Imicapital	0.11	0.13	0.14	0.12
31	Fondersel	0.11	0.11	0.11	0.11
32	Capitalcredit	0.11	0.12	0.11	0.11
33	Interbancaria azionario	0.07	0.08	0.09	0.08
34	Libra	0.03	0.04	0.13	0.07
35	Genercomit	0.06	0.06	0.06	0.06

Provvigioni su patrimonio medio (%).

		1987	1988	1989	Media 87-89
1	Cash management fund	1.79	1.83	1.82	1.81
2	Nordcapital	1.81	1.81	1.79	1.80
3	Interbancaria azionario	1.68	1.61	1.91	1.74
4	Fondoattivo	1.61	1.59	1.58	1.59
5	Corona ferrea	1.36	1.30	2.04	1.57
6	Risparmio Italia bilanciato	1.48	1.49	1.49	1.49
7	Nagracapital	1.45	1.44	1.44	1.44
8	Fondinvest 2	1.37	1.38	1.38	1.37
9	Euromobiliare capital fund	1.22	1.48	1.22	1.31
10	Primerend	1.27	1.08	1.50	1.28
11	Multiras	1.25	1.11	1.48	1.28
12	Fiorino	0.99	1.12	1.71	1.28
13	Primecapital	1.24	1.08	1.49	1.27
14	Eptacapital	1.27	1.27	1.26	1.27
15	Fondersel	1.21	1.20	1.19	1.20
16	Redditosette	1.00	1.08	1.42	1.17
17	BN multifondo	0.99	1.04	1.30	1.11
18	America	1.03	1.00	1.07	1.03
19	Professionale	0.98	1.01	1.06	1.02
20	Visconteo	1.02	1.02	1.02	1.02
21	Gestielle B	1.02	1.01	1.02	1.02
22	Fondicri II	1.01	1.02	1.01	1.01
23	Arca BB	1.02	1.01	1.01	1.01
24	Centrale	1.00	1.02	1.00	1.01
25	Phenixfund	1.01	1.02	1.01	1.01
26	Libra	1.02	1.01	1.00	1.01
27	Aureo	1.01	1.01	1.01	1.01
28	Capitalcredit	1.00	1.01	1.01	1.00
29	Euro andromeda	1.01	1.00	1.00	1.00
30	Capitalfit	1.01	0.99	1.00	1.00
31	Geporeinvest	0.99	1.00	1.01	1.00
32	Genercomit	1.00	1.00	1.00	1.00
33	Imicapital	1.00	1.00	1.00	1.00
34	Azzurro	0.98	0.99	1.00	0.99
35	Capitalgest	0.99	0.98	0.99	0.99

BIBLIOGRAFIA

- A.R. ADMATI-S. BHATTACHARYA-P. PFLEIDERER-S.A. ROSS (1986), *On Timing and Selectivity*, « The Journal of Finance », Vol. 41, n. 3, luglio, pp. 715-730.
- R. BANZ (1981), *The relationship between return and market value of common stocks*, « Journal of Financial Economics », Vol. 9, n. 1, marzo, pp. 3-18.
- S. BASU (1977), *Investment performance of common stocks in relation to their price-earnings ratios: a test of the efficient market hypothesis*, « The Journal of Finance » Vol. 32, n. 3, luglio, pp. 663-682.
- S. BHATTACHARYA-P. PFLEIDERER (1983), *A note on performance evaluation*, W.P. Stanford university, ottobre.
- F. BLACK-M. JENSEN-M. SCHOLES (1972), *The capital asset pricing model: some empirical tests*, in M. JENSEN (a cura di), *Studies in the theory of Capital Markets*, pp. 79-124, New York, Praeger.
- P. BORDI-L. ERZEGOVESI (1990), *Performance dei fondi comuni mobiliari*, Quaderni di Ricerca BNL, febbraio, Roma, Editoriale Lavoro.
- W. BREEN-R. JAGANNATHAN-A.R. OFER (1986), *Correcting for Heteroskedasticity in Tests for Market Timing Ability*, « The Journal of Business », Vol. 59, n. 4, pt. 1, pp. 585-598.
- E.C. CHANG-W.G. LEWELLEN (1984), *Market Timing and Mutual Fund Investment Performance*, « The Journal of Business », Vol. 57, n. 1, pt. 1, gennaio, pp. 57-72.
- G. CONNOR-R.A. KORAJCZYK (1988), *The attributes, behavior and performance of U.S. mutual funds*, W.P. n. 39, Kellogg Graduate School of Management-Northwestern University, marzo.
- R.E. CUMBY-J.D. GLEN (1990), *Evaluating the performance of international mutual funds*, « The Journal of Finance », Vol. 45, n. 2, giugno, pp. 497-521.
- P.H. DYBVIK-S.A. ROSS (1985a), *Differential information and performance measurement using a security market line*, « The Journal of Finance », Vol. 40, n. 2, giugno, pp. 383-399.
- P.H. DYBVIK-S.A. ROSS (1985b), *The analytics of performance measurement using a security market line*, « The Journal of Finance », Vol. 40, n. 2, giugno, pp. 401-416.
- E.F. FAMA-J.D. MACBETH (1973), *Risk, return and equilibrium: empirical tests*, « The journal of political economy », Vol. 81, n. 3, maggio-giugno, pp. 607-636.
- R. FERRETTI-M. MURGIA (1990), *Le performances dei fondi comuni d'investimento italiani*, « Finanza, Imprese e Mercati », Vol. 2, n. 1, Aprile, pp. 109-140.
- M.R. GIBBONS-S.A. ROSS-J. SHANKEN (1989), *A test of the efficiency of a given portfolio*, « Econometrica », Vol. 57, n. 5, settembre, pp. 1121-1152.
- D. GRANT (1977), *Portfolio Performance and the cost of timing decisions*, « The Journal of Finance », Vol. 32, n. 3, giugno, pp. 837-846.
- R.C. GREEN (1986), *Benchmark portfolio inefficiency and deviations from the security market line*, « The Journal of Finance », Vol. 41, n. 2, giugno, pp. 295-312.
- M. GRINBLATT-S. TITMAN (1989a), *Mutual fund performance: an analysis of quarterly portfolio holdings*, « The journal of business », Vol. 62, n. 3, luglio, pp. 393-416.
- M. GRINBLATT-S. TITMAN (1989b), *Portfolio performance evaluation: old issues and new insights*, « The review of financial studies », Vol. 2, n. 3, pp. 393-421.
- R.D. HENRIKSSON (1984), *Market timing and mutual fund performance: an empirical investigation*, « The journal of business », Vol. 57, n. 1, pt. 1, gennaio, pp. 73-96.
- R.D. HENRIKSSON-R.C. MERTON (1981), *On market timing and investment performance II. Statistical procedures for evaluating forecasting skills*, « The journal of business », Vol. 54, n. 4, ottobre, pp. 513-533.
- R. JAGANNATHAN-R.A. KORAJCZYK (1986), *Assessing the market timing performance of managed portfolios*, « The journal of business », Vol. 59, n. 2, pt. 1, aprile, pp. 217-235.
- M.C. JENSEN (1968), *The performance of mutual funds in the period 1945-1964*, « The journal of finance », Vol. 23, n. 2, maggio, pp. 389-416.
- (1969), *Risk, the pricing of capital assets, and the evaluation of investment portfolios*, « The journal of Business », Vol. 42, n. 2, aprile, pp. 167-247.
- (1972), *Optimal utilization of market forecasts and the evaluation of investment performance*, in G.P. SZEGO-K. SHELL (a cura di), *Mathematical methods in investment and finance*, pp. 310-335, Amsterdam, North-Holland.
- J.D. JOBSON-B. KORRIE (1982), *Potential performance and tests of portfolio efficiency*, « Journal of financial economics », Vol. 10, n. 4, dicembre, pp. 433-466.
- B.N. LEHMANN-D.M. MODEST (1987), *Mutual fund performance evaluation: a comparison of benchmarks and benchmark comparisons*, « The journal of finance », Vol. 42, n. 2, giugno, pp. 233-265.

- R. LITZENBERGER-K. RAMASWAMY (1979), *The effects of personal taxes and dividends on Capital Asset Prices: theory and empirical evidence*, « Journal of financial economics », Vol. 7, n. 2, giugno, pp. 163-195.
- S.P. MASON-R.C. MERTON (1985), *The role of contingent claims analysis in corporate finance*, in E.I. ALTMAN-M.G. SUBRAHMANYAM (a cura di), *Recent advances in corporate finance*, Cap. 1, pp. 7-54, Homewood-Illinois, Richard D. Irwin.
- D. MAYERS-E.M. RICE (1979), *Measuring portfolio performance and the empirical content of asset pricing models*, « Journal of financial economics », Vol. 7, n. 1, marzo, pp. 3-28.
- R.C. MERTON (1981), *On market timing and investment performance I. An equilibrium theory of value for market forecasts*, « The journal of business », Vol. 54, n. 3, luglio, pp. 363-406.
- M. MURGIA (1989), *Le relazioni tra redditività-rischio e spessore di mercato dei titoli azionari - una prima analisi empirica per la borsa italiana: 1984-1986*, « Finanza, Imprese e Mercati », Vol. 1, n. 1, aprile, pp. 63-100.
- P.E. PFEIFER (1985), *Market timing and risk reduction*, « Journal of financial and quantitative analysis », Vol. 20, n. 4, dicembre, pp. 451-459.
- M. REINGANUM (1981), *Misspecification of capital asset pricing: empirical anomalies based on earnings' yields and market values*, « Journal of financial economics », Vol. 9, n. 1, marzo, pp. 19-46.
- R. ROLL (1977), *A critique of the asset pricing theory's tests - Part I: On past and potential testability of the theory*, « Journal of financial economics », Vol. 4, n. 2, marzo, pp. 129-176.
- (1978), *Ambiguity when performance is measured by the Securities Market Line*, « The journal of finance », Vol. 33, n. 4, settembre, pp. 1051-1069.
- J.L. TREYNOR-K.K. MAZUY (1966), *Can Mutual Funds outguess the market?*, « Harvard business review », Vol. 44, luglio-agosto, pp. 131-136.
- H. WHITE (1980), *A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity*, « Econometrica », Vol. 48, n. 4, maggio, pp. 817-838.

IL RISCHIO AZIONARIO E LA BORSA

**Un'analisi del funzionamento
del mercato italiano**

a cura di

ALESSANDRO PENATI

EGEA

EDIZIONI GIURIDICHE ECONOMICHE AZIENDALI

INDICE GENERALE

INTRODUZIONE (di *Alessandro Penati*)

I

LA BORSA E IL PROCESSO DI INTEGRAZIONE
DEI MERCATI DEI CAPITALI

1. Il processo di internazionalizzazione della Borsa di Milano negli
anni '80
di *Susanna Barsella, Luca Filippa e Pier Luigi Parcu*
- Discussione di *Franco Bruni*
2. Il mercato delle azioni italiane a Londra
di *Marco Pagano e Ailsa Röell*
- Discussione di *Giovanna Nicodano*

II

LA VOLATILITÀ DEI CORSI AZIONARI
E L'EFFICIENZA DELLA BORSA

1. La volatilità giornaliera dei rendimenti azionari alla Borsa di Mi-
lano: un'analisi disaggregata 1984-1990
di *Renzo Baccolini e Giuseppe Lusignani*
- Discussione di *Giovanni Verga*
2. Variabili fondamentali e quotazioni dei titoli azionari
di *Andrea Beltratti*
- Discussione di *Riccardo Rovelli*

Tutte le copie devono recare il contrassegno della S.I.A.E.

© Copyright 1991 E.G.E.A. S.p.A. Milano

La traduzione, l'adattamento totale o parziale, la riproduzione con qualsiasi mezzo (compresi i microfilm, i film, le fotocopie), nonché la memorizzazione elettronica, sono riservati per tutti i Paesi.

E.G.E.A. - Edizioni Giuridiche Economiche Aziendali dell'Università Bocconi e Giuffrè editori S.p.A. - Via Sarfatti, 25 - Milano - Tel. 5836.2031

	<i>pag.</i>
3. Analisi tecnica e modelli statistici: aspetti teorici ed evidenza empirica di <i>Francesco Corielli</i>	173
Discussione di <i>Fabio Deotto</i>	199
4. Efficienza del mercato borsistico: un'analisi empirica di trenta titoli e sei settori di <i>Orazio Attanasio e Luca Rigotti</i>	201
Discussione di <i>Rony Hamoui</i>	237

III

LA BORSA E LA GESTIONE FINANZIARIA DELLE IMPRESE

1. Quanto valgono le matricole? L' <i>underpricing</i> nelle prime quotazioni: teorie economiche e analisi empirica di <i>Umberto Cherubini e Marco Ratti</i>	249
Discussione di <i>Julian S. Alworth</i>	289
2. L'annuncio dei dividendi nel mercato azionario di <i>Maurizio Murgia</i>	301
Discussione di <i>Michele Pezzinga</i>	343
3. La risposta del mercato agli aumenti di capitale: 1982-1988 di <i>Giovanni de Vito, Alberto Nabmijas e Alberto Pera</i>	347
Discussione di <i>Francesco Brioschi</i>	381
4. Un'analisi economica delle azioni di risparmio di <i>Luigi Zingales</i>	385
Discussione di <i>Lorenzo Caprio</i>	423

IV

IL MERCATO DEI TITOLI AZIONARI DERIVATI

	<i>pag.</i>
1. Un'altra visita al mercato dei premi: volatilità implicite e opportunità di arbitraggio di <i>Emilio Barone e Domenico Cuoco</i>	433
Discussione di <i>Francesco Drudi</i>	479
2. Il mercato dei warrant: una prima valutazione di <i>Giovanni Barone-Adesi e Alessandro Penati</i>	483
Discussione di <i>Giovanni Zambruno</i>	521

V

INVESTIMENTI AZIONARI E LA PERFORMANCE DEI FONDI COMUNI DI INVESTIMENTO

1. Evoluzione e performance dei fondi comuni mobiliari di <i>Fabio Panetta e Emerico Zautzik</i>	527
Discussione di <i>Angelo Porta</i>	567
2. Fondi comuni d'investimento: costi di gestione e performance di <i>Riccardo Ferretti e Maurizio Murgia</i>	571
Discussione di <i>Carlo M. Pinardi</i>	629