

## VARIABILI FONDAMENTALI E PERFORMANCE DEI FONDI COMUNI DI INVESTIMENTO

di  
PIETRO GOTTARDO \* e MAURIZIO MURGIA \*

### 1. *Introduzione*

La letteratura scientifica che si è occupata della valutazione della performance dei fondi d'investimento e, più in generale, della performance dei portafogli finanziari degli investitori istituzionali è oramai a dir poco imponente e origina sin dall'inizio degli anni sessanta. In una recente rassegna critica di questa voluminosa letteratura, Shukla-Trzcinka (1992) individuano tre generazioni di studi.

La prima è legata agli approcci metodologici di Sharpe (1966) e Treynor (1965), e si è poi evoluta nel contributo basilare di Jensen (1968), che faceva perno sul modello standard del Capital Asset Pricing Model (CAPM) di Sharpe-Lintner-Mossin-Black. Le conclusioni di questa prima serie di studi furono alquanto disastrose per la valutazione delle performance dei fondi d'investimento. La misura di extra-performance utilizzata era l'alfa (o l'intercetta stimata con un modello OLS) di Jensen, significativamente negativa per i campioni di fondi analizzati.

Nella letteratura di seconda generazione furono mosse diverse critiche agli studi precedenti, che possiamo così riassumere:

a) critiche basate sull'efficienza in media-varianza dell'indice di mercato utilizzato nelle regressioni alla Jensen (Roll, 1977, 1978);

---

\* Università di Pavia, Dipartimento di Ricerche Aziendali, Pavia.

Desideriamo ringraziare un anonimo referee per gli utili commenti forniti su una versione preliminare. Questo articolo è stato presentato al convegno *La gestione del rischio finanziario per gli investitori istituzionali nel contesto italiano*, organizzato dal Centro di Economia Monetaria e Finanziaria Paolo Baffi dell'Università Bocconi nel maggio 1995. La ricerca ha beneficiato di un contributo finanziario della Cariplo.

b) critiche basate sull'efficienza delle stime in presenza di attività di *market timing* dei gestori (Merton, 1981; Bhattacharya-Pfleiderer, 1983; e Dybvig-Ross, 1985);

c) critiche basate sull'efficienza generale di queste stime della performance; è ben noto infatti che i rendimenti di un portafoglio gestito contengono una elevata dose di disturbi (*noise*), la quale rende assai difficile l'individuazione di una significativa extra-performance, anche quando essa sia effettivamente presente.

Le conclusioni di questa seconda generazione di studi approdarono ad uno scetticismo diffuso nei confronti sia dei modelli di *asset pricing* impiegati per la valutazione della performance, che sulla stessa validità dell'approccio metodologico utilizzato per la correzione del rischio. Basti pensare che gli studi che intendevano separare il contributo dell'attività di selezione dei titoli da quella di *market timing* spesso portavano ad evidenziare dei risultati negativi, anche quando il rischio di portafoglio si riteneva correttamente misurato.

Dalla seconda generazione di studi si distinguono alcuni lavori che hanno cercato di valutare la performance dei fondi utilizzando i dati sulla composizione di portafoglio dei fondi. Cornell (1979) per primo propose un tale approccio che, se risolveva il problema della necessità di un indice efficiente, non risolveva però l'altro problema della stima attendibile dei rendimenti di equilibrio. Grinblatt e Titman (1988, 1989a) proseguono in questo filone di ricerca sulla misurazione della performance dei portafogli gestiti senza basarsi su alcun modello di *asset pricing*.

È probabilmente con i lavori di Grinblatt e Titman (1988, 1989a, 1989b) che però inizia la terza generazione di studi. Questa parte della letteratura è, in diversi casi, caratterizzata da conclusioni positive o comunque meno negative sulla performance dei fondi d'investimento. Il contributo teorico importante di Grinblatt e Titman (1989b) è stato di aver messo in luce che la misura negativa dell'alfa di Jensen che ha permeato quasi tutta la letteratura precedente può essere risolta con una nuova misura (il *positive period weighting*) che non richiede l'efficienza del *benchmark* (si veda anche Grinblatt-Titman, 1993). Ippolito (1989) ha invece verificato una ipotesi cruciale per l'industria del risparmio gestito. Dato che la performance netta sovente misurata negli studi accademici equivale alla performance totale al netto di tutti i costi di gestione, se l'industria è competitiva, tutti i fondi dovrebbero evidenziare un rendimento netto corretto per il rischio nullo e non correlato con alcuna misura dei costi di gestione e/o con le politiche di portafoglio. Ciò però implica an-

che che i fondi con performance migliori possano richiedere delle commissioni più elevate e viceversa per i fondi con scarse performance. Le conclusioni di Ippolito hanno quindi contraddetto tutta la letteratura basata sui risultati di Jensen e molti altri.

Il lavoro di Ippolito (1989) sebbene innovativo nell'approccio seguito, prestava però il fianco a molteplici osservazioni sul piano metodologico, ed in particolare sull'efficienza del *benchmark* utilizzato. Fu prontamente criticato da Elton e al. (1993), che dimostrano che le conclusioni dello studio possono essere capovolte se si utilizza, in particolare, un modello multi-fattoriale di *asset pricing* che corregga le distorsioni delle stime di Ippolito. Sempre nella terza generazione di studi sono poi da annoverare diversi lavori che si occupano della cosiddetta persistenza della performance. Ad esempio, Grinblatt e Titman (1992), Hendricks-Patel-Zeckhauser (1993) e Goetzmann-Ibbotson (1994) trovano evidenza che la performance passata è positivamente correlata con quella futura. Shukla-Trzcinka (1994) però dimostrano che ciò è spesso dovuto alle performance negative dei fondi peggiori e non a quelle positive dei fondi migliori.

Questa lunga ricognizione dei lavori accademici sulla performance dei fondi si è resa necessaria per meglio inquadrare il nostro contributo che, riteniamo, sia da annoverare nella quarta generazione di studi. Generazione appena iniziata forse con il lavoro di Ferson-Schadt (1996) ma che noi affiniamo e miglioriamo per tener conto di una recente letteratura di *asset pricing* proposta dai ben noti e provocatori contributi di Fama-French (1992, 1993, in seguito FF). In questa generazione possiamo ricomprendere gli studi che si propongono di integrare diversi filoni di ricerca. Specificatamente consideriamo da una parte gli approcci della letteratura sulla prevedibilità dei rendimenti delle attività finanziarie (ad esempio, Ferson-Harvey 1991, 1993), e dall'altra gli studi di *asset pricing* che dimostrano la scarsa aderenza del modello standard del CAPM per descrivere i rendimenti e la necessità di utilizzare anche variabili di stato legate a misure contabili e/o di mercato (FF, 1991, 1993).

Nel nostro studio consideriamo l'ipotesi che un portafoglio gestito non possa essere correttamente valutato se si utilizzano come *benchmark* della performance i rendimenti attesi non condizionali. Infatti un gestore avrà a disposizione all'inizio di ogni periodo un certo *set* informativo, che presumibilmente utilizzerà per le sue scelte di portafoglio. Questo problema può essere affrontato incorporando delle variabili strumentali o informative ritardate nelle stime econometriche. Tale metodologia consente di arricchire il modello e di ottenere delle stime più affidabili rispetto agli

approcci seguiti nelle passate generazioni di studi. La letteratura sulla prevedibilità ha infatti dimostrato che variabili come i tassi d'interesse a breve e/o l'inclinazione della struttura a termine, il *dividend yield* e variabili simili consentono, in una certa misura, di prevedere l'andamento dei mercati. D'altro canto vi è poi bisogno di un buon modello di *asset pricing* multifattoriale che aiuti a spiegare sistematicamente sia in termini temporali sia in termini cross-sezionali il pricing dei titoli e dei portafogli<sup>1</sup>.

Nel nostro studio utilizziamo le conclusioni del lavoro di Aleati-Gottardo-Murgia (AGM, 1994) per il mercato azionario italiano. In esso si dimostra un certo parallelismo con i risultati di FF per il mercato statunitense. Tuttavia la borsa italiana presenta delle specificità che sono legate a variabili di stato più consone alle caratteristiche della nostra macroeconomia.

Il resto del lavoro è così pianificato. Nella seconda parte descriveremo il nostro approccio metodologico. Nel terzo paragrafo saranno esaminati i dati utilizzati. Nella parte quarta illustreremo i risultati raggiunti e nell'ultima sezione presenteremo le nostre conclusioni e le possibili estensioni della nostra ricerca.

## 2. Metodologia

2.1. *Modello Uni-fattoriale.* – Lo sviluppo del CAPM ha fornito agli economisti finanziari uno strumento per tener conto dei rischi nel calcolo dei rendimenti delle attività finanziarie.

Il modello standard ampiamente conosciuto del CAPM stabilisce che il rendimento atteso delle attività sia funzione lineare del suo grado di rischio sistematico ( $\beta_p$ )

$$E(\tilde{R}_p) = R_f + [E(\tilde{R}_m) - R_f] \beta_p \quad (1)$$

dove  $\tilde{R}_p$  rappresenta il rendimento dell'attività rischiosa,  $R_f$  è il rendimento dell'attività *risk-free*, mentre il rendimento del portafoglio di mercato,

<sup>1</sup> Il lettore si potrà chiedere quale relazione esiste tra questa letteratura e l'approccio della *style analysis* proposto da SHARPE (1992). Sebbene ci siano alcuni tratti comuni, con la *style analysis* è difficile distinguere se il gestore che raggiunge un rendimento superiore alla media ponderata degli *style portfolios* abbia ottenuto tale risultato perché in possesso di migliori informazioni o semplicemente perché ex-post la combinazione prescelta di portafogli sia risultata inefficiente in media-varianza. Per un'applicazione della *style analysis* ai fondi d'investimento italiani si veda BORDI (1993).

che comprende tutte le attività rischiose, è dato da  $\tilde{R}_m$ , ed  $E$  è l'operatore valore atteso.

Il CAPM è pertanto divenuto uno dei modelli centrali per l'analisi della performance dei fondi d'investimento grazie, soprattutto, al contributo iniziale di Jensen (1968), seguito poi da molti altri.

L'alfa di Jensen (JA) è definita come la differenza tra il rendimento medio effettivamente realizzato dal fondo e il rendimento di equilibrio che avrebbe dovuto raggiungere il fondo date certe condizioni di mercato e di rischio del portafoglio titoli gestito.

$$JA_p = \bar{R}_p - [\bar{R}_f + \beta_p (\bar{R}_m - \bar{R}_f)] = \bar{r}_p - \beta_p \bar{r}_m \quad (2)$$

dove  $\bar{r}_p$  ed  $\bar{r}_m$  stanno ad indicare gli extra-rendimenti medi rispettivamente del fondo e dell'indice di mercato.

Per illustrare il nostro approccio, assumiamo che il modello di equilibrio del CAPM sia applicabile ai rendimenti attesi condizionali

$$E(r_{p,t+1} | Z_t) = \beta_p(Z_t) \lambda_m(Z_t) \quad (3)$$

per  $p = 1, \dots, N$  e  $t = 1, \dots, T-1$

$r_{p,t+1}$  rappresenta il rendimento dell'attività finanziaria tra  $t$  e  $t+1$ , mentre  $Z_t$  è un vettore di variabili strumentali conosciute al tempo  $t$  che assumiamo siano utilizzate dagli investitori per prevedere l'andamento futuro del mercato. I  $\beta_p$  sono i coefficienti beta condizionali rispetto alle variabili del set informativo relativi al portafoglio di mercato delle attività, che misurano al solito il rischio sistematico dell'attività finanziaria. Il termine  $\lambda_{m,t}$  è il premio al rischio atteso sul mercato, rappresentato come un incremento del rendimento atteso per unità di beta.

Il modello (3) implica alcune assunzioni. La prima è che il rendimento atteso condizionale delle attività finanziarie rischiose possa essere efficacemente descritto con l'ausilio del CAPM. Da ciò derivano altre assunzioni. La seconda è che il mercato sia efficiente in forma semiforte, e che i gestori dei fondi utilizzino le informazioni pubbliche comprese nell'insieme  $Z_t$  per l'*asset allocation*. Ed infine che le strategie di portafoglio dei fondi siano sufficientemente stabili perché i fattori di risposta alle informazioni pubbliche (cioè i beta) possano essere rappresentati come funzione lineare delle variabili strumentali.

Il nostro approccio implica che la misura di extra-performance data

dal coefficiente alfa condizionale dovrebbe essere zero se i gestori utilizzano solamente le informazioni pubbliche. Se viceversa l'alfa risulta diversa da zero, una possibile interpretazione è che i gestori utilizzino ulteriori o diverse informazioni per le strategie di portafoglio. D'altra parte i risultati potrebbero essere influenzati dalla robustezza delle assunzioni. Analizzeremo la sensibilità dei risultati seguendo diverse strade: l'estensione del modello di *asset pricing* in uno schema multifattoriale e l'analisi di diverse variabili strumentali.

Dato che non possiamo conoscere direttamente i beta condizionali dell'equazione (3) adottiamo una strategia alternativa, modellando il beta del portafoglio gestito. Ipotizzando che il gestore utilizzi solo le informazioni incluse nel set informativo  $Z_p$ , allora potremmo approssimare con il primo termine di una serie di Taylor <sup>2</sup> il beta condizionale in funzione delle variabili strumentali

$$\beta_p(Z_t) = b_{0p} + B_p' z_t \quad (4)$$

Il termine di intercetta,  $b_{0,p}$  può essere visto come il valore atteso, non condizionale del beta condizionale  $E[\beta_{p,m}(Z_t)]$  <sup>3</sup>. Gli elementi di  $B_p$  sintetizzano la reazione del beta condizionale di portafoglio rispetto alle variabili informative contenute in  $Z_p$ , mentre  $z_t = Z_t - E(Z_t)$  rappresenta il vettore delle deviazioni di  $Z_t$  dalla sua media non condizionale. Tutto ciò comporta che il modello dei rendimenti dei portafogli gestiti sia dato da

$$r_{p,t+1} = b_{0p} r_{m,t+1} + B_p' [z_t \cdot r_{m,t+1}] + u_{p,t+1} \quad (5)$$

Se quindi regrediamo i rendimenti mensili del fondo in eccesso rispetto al tasso privo di rischio, sul *benchmark* e, sul prodotto del *benchmark* per le variabili informative ritardate otteniamo

$$r_{p,t+1} = \alpha_p + \delta_{1p} r_{m,t+1} + \delta_p' (z_t \cdot r_{m,t+1}) + \varepsilon_{p,t+1} \quad (6)$$

Il calcolo dei valori attesi della (6) e il confronto con la (5) implica che valgono le seguenti restrizioni  $\alpha_p = 0$ ,  $\delta_{1,p} = b_{0,p}$  ed infine  $\delta_p = B_p$ .

<sup>2</sup> Ci si può chiedere se l'inserimento di altri termini dello sviluppo possa avere qualche influenza sui valori stimati dell'intercetta. Esploreremo l'impatto sui risultati dell'inclusione di termini di ordine superiore nel paragrafo 4.1.

<sup>3</sup> Naturalmente questo vale solo in senso approssimato poiché non si tiene conto dei termini di ordine superiore dell'espansione di Taylor.

È quindi possibile utilizzare la metodologia OLS per stimare i beta condizionali e trarre le corrette inferenze sul valore dell'alfa.

2.2. *Modello Multi-fattoriale.* – Tutte le considerazioni precedenti possono essere facilmente estese ad un modello multi-fattoriale, utilizzando un approccio vicino all'Arbitrage Pricing Theory (APT) di Ross (1976).

In tale ambito, i beta condizionali rispetto ai fattori di rischio vengono stimati dal seguente modello di regressione

$$r_{p,t+1} = \alpha_p + \sum_{j=1}^K b_{p,j}(z_t) F_{j,t+1} + u_{p,t+1} \quad (7)$$

Al posto di un unico fattore, l'indice di mercato, abbiamo ora  $K$  fattori di rischio sistematico (portafogli mimicking). Nella versione non-condizionale del modello a  $K$ -fattori l'equazione (6) è sostituita da una regressione multipla su una costante ed i  $K$  fattori di rischio. L'alfa non-condizionale risultante dalla stima può essere distorta nel caso in cui i gestori utilizzino, ex-ante, le informazioni pubbliche dell'insieme  $Z_t$  nelle strategie di investimento.

Nel modello multifattoriale condizionale, l'equazione (6) è sostituita da una regressione con  $K(L+1) + 1$  variabili, la costante, i  $K$  fattori di rischio, e i prodotti delle  $L$  variabili strumentali in  $Z_t$  per i  $K$  fattori.

### 3. Dati

3.1. *Il campione dei fondi d'investimento.* – In questo studio utilizziamo un campione di fondi d'investimento mobiliari delle categorie azionari e bilanciati italiani. Abbiamo individuato i fondi che alla data del Dicembre 1994 erano esistenti al Dicembre 1987. I fondi selezionati ed inclusi nel campione, sono risultati 37, e sono elencati nell'Appendice A. Per ciascuno abbiamo raccolto dal quotidiano *Il Sole 24 Ore* le quotazioni di fine mese e gli eventuali dividendi distribuiti nel periodo.

La Tabella 1, parte A, presenta la statistica descrittiva dei rendimenti mensili dei fondi. Sempre nella parte A della Tabella 1 presentiamo anche un primo indicatore di performance, lo *Sharpe ratio*. Il rapporto, o indice di Sharpe, è stato costruito rapportando la differenza tra i rendimenti medi del fondo e il rendimento medio dell'indice del mercato azionario italiano MISE rispetto alla deviazione standard dei rendimenti del fondo.

TAB. 1

Parte A: Statistica descrittiva sui rendimenti mensili del campione di fondi di investimento mobiliari italiani (Categorie: Azionari e Bilanciati Italia) Gennaio 1988-Dicembre 1994 n. oss. = 84

Parte B: Statistica descrittiva sulle variabili fondamentali Gennaio 1988-Dicembre 1994

FONDO	MEDIA	STD	MIN	MAX	SHARPE RATIO	MEDIA	STD	MIN	MAX
F1	0.009250	0.036799	-0.11703	0.08147	0.03001	0.008146	0.062441	-0.140620	0.194150
F2	0.006651	0.029427	-0.06059	0.09223	-0.05082	0.029627	0.010134	0.008500	0.057400
F3	0.006032	0.034768	-0.11756	0.09234	-0.06081	-0.001879	0.026444	-0.089295	0.074241
F4	0.005592	0.038416	-0.10734	0.09500	-0.06649	0.008259	0.023256	-0.053053	0.079940
F5	0.008386	0.038435	-0.09308	0.09558	0.00625				
F6	0.007722	0.038644	-0.10681	0.10707	-0.01097				
F7	0.006106	0.025457	-0.07485	0.07532	-0.08012				
F8	0.007308	0.029113	-0.08203	0.07508	-0.02880				
F9	0.007742	0.030326	-0.07803	0.10269	-0.01331				
F10	0.007315	0.032494	-0.07381	0.08708	-0.02556				
F11	0.002941	0.027321	-0.08348	0.06260	-0.19052				
F12	0.007580	0.030611	-0.07953	0.07469	-0.01850				
F13	0.007996	0.031494	-0.07664	0.08024	-0.00477				
F14	0.005706	0.028009	-0.06292	0.08760	-0.08713				
F15	0.008754	0.036055	-0.09495	0.09850	0.01687				
F16	0.005686	0.029912	-0.09873	0.11589	-0.08223				
F17	0.007933	0.033309	-0.07785	0.10911	-0.00638				
F18	0.005612	0.031438	-0.10193	0.07730	-0.08061				
F19	0.007705	0.028941	-0.06253	0.08039	-0.01524				
F20	0.000993	0.043185	-0.09553	0.13474	-0.16563				
F21	0.008510	0.033873	-0.07817	0.11908	0.01074				
F22	0.005176	0.033707	-0.08984	0.13793	-0.08811				
F23	0.007144	0.028882	-0.05197	0.08202	-0.03468				
F24	0.007918	0.027707	-0.06271	0.08011	-0.00822				
F25	0.006466	0.030704	-0.07624	0.08967	-0.05470				
F26	0.004763	0.049777	-0.12459	0.20459	-0.06795				
F27	0.005133	0.030246	-0.09569	0.08701	-0.09963				
F28	0.006953	0.032053	-0.07187	0.10714	-0.03723				
F29	0.005589	0.030345	-0.06577	0.09587	-0.08427				
F30	0.006141	0.032006	-0.07386	0.12455	-0.06263				
F31	0.007457	0.034936	-0.09281	0.11269	-0.01972				
F32	0.008937	0.033217	-0.07882	0.09724	0.02382				
F33	0.010399	0.032582	-0.07754	0.08555	0.06914				
F34	0.005673	0.032972	-0.09952	0.09191	-0.07499				
F35	0.005188	0.034615	-0.08322	0.09954	-0.08545				
F36	0.008944	0.044253	-0.10327	0.16240	0.01802				
F37	0.008696	0.030136	-0.07527	0.07429	0.01824				

Parte C: Analisi di Correlazione Coefficiente di Correlazione del Pearson e p-value (Prob > IRI sotto Ho: Rho = 0 N = 84)

	MISE	UPR	DTT	SMB	HML	DP	UTS
MISE	1.000	0.238	0.139	0.214	0.448	-0.113	-0.240
UPR	0.000	1.000	-0.054	-0.156	0.325	0.028	-0.724
DTT	0.029	0.000	1.000	0.623	0.157	0.803	0.000
SMB	0.139	-0.054	0.000	1.000	-0.069	-0.029	0.065
HML	0.208	0.623	0.531	0.000	1.000	0.531	0.529
DP	0.214	-0.156	-0.069	1.000	-0.050	1.000	-0.118
UTS	0.051	0.157	0.531	0.000	0.651	-0.285	0.042
MISE	0.000	0.029	0.208	0.051	0.000	0.450	0.045
UPR	0.238	1.000	0.029	0.157	0.000	0.000	0.000
DTT	0.139	-0.054	1.000	0.000	0.000	0.000	0.000
SMB	0.214	-0.156	-0.069	1.000	-0.050	1.000	-0.118
HML	0.448	0.325	-0.029	-0.050	1.000	-0.084	-0.220
DP	-0.113	0.028	0.065	-0.118	-0.084	1.000	-0.289
UTS	-0.240	-0.724	-0.070	0.042	-0.220	-0.289	1.000

LEGENDA:

MISE è la variazione mensile dell'indice globale *equally weighted* della Borsa Valori Italiana costruita con il database dell'Università di Pavia; UPR è lo spread fra il tasso medio dei prestiti bancari ed il tasso medio dei BTP; SMB è lo spread tra i rendimenti di tre portafogli di titoli minori costruiti tenendo conto del rapporto mezzi propri - capitalizzazione di Borsa e il rendimento di tre portafogli di titoli maggiori costruiti allo stesso modo; HML è lo spread tra i rendimenti di due portafogli di titoli (minori e maggiori) con un elevato rapporto mezzi propri - capitalizzazione di Borsa e il rendimento di due portafogli di titoli con un basso rapporto mezzi propri - capitalizzazione; DTT rappresenta la variazione dei termini di scambio, ossia del rapporto fra prezzi all'export e prezzi all'import; DP è il *dividend yield* della Borsa Valori Italiana (rapporto tra totale dividendi a t e capitalizzazione a t-1) costruita con il database dell'Università di Pavia; UTS è la struttura a termine del mercato dei Titoli di Stato italiano calcolata come spread tra il tasso medio dei BTP e il tasso medio dei BOT.

Rendimento medio mensile *risk-free* (Tassi dei BOT a 6 mesi delle aste di fine mese da Dicembre 1987 a Novembre 1994) = 0.007924.

NOTA.

I rendimenti mensili dei fondi sono al netto di tutti i costi di gestione ma non dei costi di sottoscrizione. Lo Sharpe Ratio è calcolato come rapporto tra la differenza del rendimento medio mensile del fondo e il rendimento medio mensile dell'indice MISE rispetto alla deviazione standard dei rendimenti mensili del fondo.

S  
vo co  
N  
ti de  
BOT  
3.2.  
rischi  
si ba  
rica  
svolta  
ne de  
L  
merc  
con i  
Pavia  
perta  
Murg  
L  
blici.  
rischi  
contri  
cente  
(UPR  
stro r  
schio  
so rat  
liano  
banca  
A  
tribut  
zione  
4 I  
che dis  
do-Mur

Si potrà notare che solo 8 fondi presentano uno *Sharpe ratio* positivo con questo indice che ci assicura una certa efficienza in media-varianza <sup>4</sup>.

Nelle successive analisi di regressione i rendimenti dei fondi sono stati depurati del tasso *risk-free*, approssimato dal rendimento mensile dei BOT a 6 mesi rilevato nelle aste di fine mese precedente.

3.2. *La scelta dei fattori di rischio sistematico.* – La scelta dei fattori di rischio sistematico da utilizzare nelle analisi della performance dei fondi si basa sugli studi effettuati da una vastissima letteratura teorica ed empirica sui modelli di *asset pricing*. Buona parte di questa letteratura ha svolto sempre un ruolo trainante per la letteratura applicata alla valutazione della performance dei portafogli gestiti.

*Il benchmark per il mercato azionario italiano.* – Quale indice di mercato per la borsa italiana utilizziamo l'indice globale MISE, costruito con il Database del Mercato Azionario mantenuto presso l'Università di Pavia. Il MISE risulta un indice robusto ed efficiente in media-varianza, e pertanto adatto alle analisi qui svolte (Ferretti-Murgia, 1991, e Gottardo-Murgia, 1994).

*Lo spread tra i tassi dei prestiti e i tassi dei titoli obbligazionari pubblici.* – Lo spread tra titoli di debito rischiosi e titoli di pari durata ma di rischio minore è una variabile di stato presente in tutti i più importanti contributi di *asset pricing* (ad esempio, Chen-Roll-Ross, 1986, e più recentemente Ferson-Harvey, 1991). Nel caso italiano una variabile analoga (UPR) è stata utilizzata con successo nel lavoro di AGM (1994) sul nostro mercato azionario. Mentre nel caso statunitense questo fattore di rischio è spesso calcolato come *spread* tra i tassi delle obbligazioni di basso rating rispetto al tasso dei titoli pubblici a lungo termine, nel caso italiano è stato approssimato, come *spread* tra il tasso medio dei prestiti bancari e il tasso medio dei BTP.

*Altri fattori di rischio legati al mercato azionario.* – Nei recenti contributi di Fama-French (1992, 1993), si dimostra come sia la capitalizzazione di borsa (*ME*) che il rapporto mezzi propri/capitalizzazione (*BE*)

<sup>4</sup> Per i problemi di efficienza in media-varianza degli indici azionari italiani e per le caratteristiche distintive dell'indice MISE rispetto agli indici MIB storico e COMIT globale si veda GOTTARDO-MURGIA (1994).

siano dei fattori significativi per la formazione dei prezzi azionari nel mercato statunitense.

Nel caso italiano il lavoro di AGM (1994) dimostra che i portafogli *mimicking SMB* (*small-minus-big*) e *HML* (*high-minus-low*) costruiti seguendo l'approccio di Fama-French (1993) sono anch'essi un fattore rilevante per il *pricing* nel mercato italiano.

*SMB* misura la variazione dei rendimenti di un portafoglio che intende replicare i rischi connessi alla capitalizzazione di borsa, tenendo però costanti i rischi connessi al fattore legato al rapporto mezzi propri/capitalizzazione.

Dall'universo dei titoli quotati vengono composti 2 gruppi di titoli sulla base di *ME* (*Small* e *Big*) e simultaneamente gli stessi titoli vengono divisi in 3 gruppi sulla base di *BE* (*Low*, *Medium*, *High*). I due gruppi vengono poi intersecati in modo da formare 6 portafogli. *SMB* risulta quindi come differenza tra il rendimento medio dei tre portafogli riferiti ai titoli minori (*SL*, *SM*, *SH*) e l'analogo relativo ai tre portafogli dei titoli maggiori (*BL*, *BM*, *BH*).

*HML* misura la variazione dei rendimenti di un portafoglio che intende replicare i rischi connessi al rapporto *BE*, tenendo però costanti i rischi connessi al fattore legato alla capitalizzazione *ME*. Dai 6 portafogli prima descritti eliminiamo i due portafogli che presentano un rapporto *BE* medio (*SM* e *BM*). *HML* risulta quindi come differenza tra il rendimento medio dei due portafogli riferiti ai titoli con il rapporto *BE* alto (*SH* e *BH*) e il rendimento medio dei due portafogli riferiti ai titoli con il rapporto *BE* basso (*SL* e *BL*).

3.3. *La scelta delle variabili strumentali.* - La scelta delle variabili strumentali fa anch'essa riferimento a studi analoghi effettuati soprattutto per la verifica empirica delle prevedibilità dei rendimenti dei titoli (Ferson-Harvey, 1991 e 1993).

Tuttavia, abbiamo comunque anche noi verificato quali variabili esercitino un ruolo significativo per la previsione dei prezzi dei titoli azionari italiani. Da una nostra breve analisi è emerso che le variabili ritardate legate al mercato in generale, ai tassi d'interesse e ai tassi di cambio fornivano risultati simili ad analoghe verifiche effettuate per altri mercati azionari.

Le variabili informative che abbiamo utilizzato sono: 1) *UTS*, è la struttura a termine del mercato dei titoli di stato italiani, calcolata come differenza tra i rendimenti dei BTP e quelli dei BOT; 2) *DTT* è la variazione dell'indice ISTAT sul rapporto tra gli indici dei prezzi all'esportazione e gli indici dei prezzi all'importazione; 3) *DP* è il *dividend yield*

della  
dell'U  
dei di  
l'indie  
Ti  
gressi  
tà per  
N  
descri  
matrie

4. An

4

bella

trici :

sentia

mode

Il

*benci*

liano

tive p

degli

gative

1991

l'indi

ziam

e pre

F

appr

signi

viam

tra i

di pe

comi

5

mento

della borsa italiana, tratto dal Database del Mercato Azionario Italiano dell'Università di Pavia, che viene calcolato come rapporto tra il totale dei dividendi distribuiti e la capitalizzazione di borsa totale; 4) *MISE* è l'indice azionario già descritto sopra.

Tutte le variabili strumentali sono state utilizzate nelle analisi di regressione con un ritardo di un mese, per approssimare la reale disponibilità per i gestori di queste informazioni all'inizio del mese  $t$ .

Nella Tabella 1, parte B e C, presentiamo rispettivamente la statistica descrittiva sui fattori di rischio e sulle variabili strumentali e la relativa matrice di correlazione.

#### 4. *Analisi dei risultati empirici*

4.1. *Misure di performance non-condizionali e condizionali.* – La Tabella 2, parte A, presenta la sintesi delle stime di tutti i modelli econometrici analizzati per i 37 fondi ricompresi nel campione. Nella parte B presentiamo invece il test  $t$  sulle differenze fra i coefficienti alfa dei diversi modelli di regressione.

Il modello 1 è il classico modello unifattoriale alla Jensen. Il *benchmark* è l'indice *MISE* e, come già dimostrato in passato per il caso italiano (Ferretti-Murgia, 1991), conduce ad osservare performance medie negative per i fondi. Tuttavia ci sembra interessante l'osservazione che col passare degli anni, questo campione di fondi presenta via via delle performance negative medie sempre più contenute. Infatti, nello studio di Ferretti-Murgia 1991 la misura media dell'alfa di Jensen con i rendimenti netti e contro l'indice *MISE* si attestava intorno allo  $-0,2\%$ . Il campione che qui analizziamo non si discosta molto da quello utilizzato in Ferretti-Murgia (1991) e presenta viceversa una performance media negativa quasi dimezzata<sup>5</sup>.

Rimanendo nell'ambito dei modelli uni-fattoriali, ma passando da un approccio non condizionale a quello condizionale si osserva viceversa una significativa riduzione della misura media di performance negativa. Osserviamo infatti che nella parte B della tabella tutti i test  $t$  sulle differenze tra i coefficienti alfa stimati sono altamente significativi. La misura media di performance con i rendimenti netti e con i modelli condizionali rimane comunque negativa e significativa per il campione.

<sup>5</sup> BARBATO-BORDI (1992) pongono in evidenza anche per il loro campione un certo miglioramento delle performance dei fondi negli anni più recenti.

TAB. 2

Parte A: Sintesi dei risultati delle analisi di regressione per la valutazione della performance del campione dei fondi comuni di investimento

	media $\hat{\alpha}$ (in %) (t-stat) [p-value]	media $\bar{R}^2$
MODELLO 1. modello uni-fattoriale non condizionale		
$r_{p,t} = \alpha_p + b_{1p}r_{m,t} + \varepsilon_{p,t}$	-0.121 (-4.04) [0.000]	0.757
MODELLO 2. modello uni-fattoriale condizionale 1		
$r_{p,t} = \alpha + b_{1p}r_{m,t} + b_{2p}(r_{m,t}UTS_{t-1}) + b_{3p}(r_{m,t}DP_{t-1}) + b_{4p}(r_{m,t}r_{m,t-1})$	-0.092 (-2.90) [0.006]	0.774
MODELLO 3. modello uni-fattoriale condizionale 2		
$r_{p,t} = \alpha + b_{1p}r_{m,t} + b_{2p}(r_{m,t}UTS_{t-1}) + b_{3p}(r_{m,t}DTT_{t-1}) + b_{4p}(r_{m,t}r_{m,t-1})$	-0.090 (-2.85) [0.007]	0.771
MODELLO 4. modello multi-fattoriale non condizionale		
$r_{p,t} = \alpha + b_{1p}r_{m,t} + b_{2p}UPR_t + b_{3p}SMB_t + b_{4p}HML_t + \varepsilon_{p,t}$	-0.605 (-9.66) [0.000]	0.836
MODELLO 5. modello multi-fattoriale condizionale 1		
$r_{p,t} = \alpha + b_{1p}r_{m,t} + b_{2p}UPR_t + b_{3p}SMB_t + b_{4p}HML_t + \sum b_{1j}F_{jt} + \varepsilon_{p,t}$	-0.175 (-2.01) [0.052]	0.863
per $i = MISE, UPR, SMB, HML$ e $j = UTS(-1), DP(-1), MISE(-1)$		
MODELLO 6. modello multi-fattoriale condizionale 2		
$r_{p,t} = \alpha + b_{1p}r_{m,t} + b_{2p}UPR_t + b_{3p}SMB_t + b_{4p}HML_t + \sum b_{1j}F_{jt} + \varepsilon_{p,t}$	-0.318 (-3.91) [0.000]	0.846
per $i = MISE, UPR, SMB, HML$ e $j = UTS(-1), DTT(-1), MISE(-1)$		

Parte B: t-stat sulle differenze tra i coefficienti alfa dei diversi modelli di regressione

	(t-stat)	[p-value]
Modello 1 verso Modello 2	-4.07	0.000
Modello 1 verso Modello 3	-5.39	0.000
Modello 1 verso Modello 4	6.68	0.000
Modello 4 verso Modello 5	-4.80	0.000
Modello 4 verso Modello 6	-7.22	0.000

Abbiamo poi esplorato la sensibilità dei risultati all'inclusione di termini di ordine superiore. I modelli 2 e 3 sono stati quindi stimati con i termini al quadrato delle variabili strumentali. Le stime delle intercette non vengono modificate apprezzabilmente, infatti per i due modelli rispettivamente otteniamo un'alfa pari a -0.114 ( $t = 3.81$ ) e -0.096 ( $t = 3.09$ ).

Inol  
te in  
delle  
per  
= 3.  
1.06  
dei t  
li. È  
sulta  
fluis  
  
non  
ottie  
riale  
per  
pegg  
sura  
neg  
cost  
della  
term  
  
nota  
lo c  
do i  
conc  
di u  
caso  
port  
sotto  
dei  
della  
dei  
appi  
tali  
  
6  
parag  
ficier  
mode

Inoltre, il valore del coefficiente di determinazione rimane sostanzialmente immutato. Abbiamo anche provveduto a verificare se le nuove stime delle intercette fossero significativamente diverse dalle precedenti. Mentre per il primo modello i due coefficienti sono significativamente diversi ( $t = 3.16$ ,  $p = 0.003$ ), nel secondo caso il test  $t$  non rifiuta l'ipotesi ( $t = 1.06$ ,  $p = 0.29$ ). Ci sembra pertanto di poter concludere che l'inclusione dei termini al quadrato non produce degli effetti univoci sui risultati finali. È tuttavia interessante notare che nel primo caso (quando le stime risultano significativamente diverse) l'inclusione di termini al quadrato influisca più sulla spiegazione del *timing* che sulla stima di alfa <sup>6</sup>.

Passando ai modelli multi-fattoriali osserviamo subito, tra i modelli non condizionali, il confronto tra la misura di performance negativa che si ottiene con un modello uni-fattoriale rispetto ad un modello multi-fattoriale. Come già evidenziato in passato (si veda Panetta-Zautzick, 1991, per il caso italiano) il modello multi-fattoriale conduce ad un notevole peggioramento delle performance totali dei fondi. Precisamente, la misura media è intorno allo  $-0.6\%$ , risultato che rimarrebbe probabilmente negativo e significativo quand'anche si considerasse l'incidenza di tutti i costi di gestione. Nell'ambito di questi modelli si nota un deciso aumento della capacità esplicativa, evidenziato dalla misura del coefficiente di determinazione aggiustato per i gradi di libertà.

Sicuramente però l'aspetto interessante dell'approccio qui proposto si nota nell'utilizzo dei modelli multi-fattoriali condizionali. Il primo modello condizionale adotta le variabili ritardate *UTS*, *DP* e *MISE*. Confrontando i risultati medi di questo approccio con i risultati del modello non condizionale notiamo che la performance negativa media si riduce a meno di un terzo, e la media globale è al limite della significatività. In questo caso è probabile che l'utilizzo di rendimenti al lordo dei costi di gestione porterebbe a un risultato medio non molto diverso da zero. Teniamo poi a sottolineare che questo modello econometrico spiega in media oltre l'86% dei rendimenti mensili dei fondi. In aggiunta, i gestori sembrano far uso delle variabili informative da noi utilizzate, come evidenziato dalle stime dei beta condizionali che qui non riproduciamo per brevità. Per meglio apprezzare l'impatto della scelta da noi effettuata sulle variabili strumentali abbiamo stimato un secondo modello condizionale in cui utilizziamo i

<sup>6</sup> Dalle regressioni cross-section fra *market timing* e i beta condizionali, oggetto del successivo paragrafo, ed evidenziati per i modelli lineari nella parte A della Tabella 3, risulta infatti che il coefficiente di determinazione passa da 0.673 per il modello 2 con approssimazione lineare a 0.926 per il modello 2 con approssimazione quadratica, mentre la differenza è irrisoria nel caso del modello 3.

ritardi di *UTS*, *DTT* e *MISE*. Anche in questo caso la performance totale media subisce un deciso miglioramento, sebbene più contenuto. Anche per i modelli multi-fattoriali i test *t* sulle differenze fra le intercette sono altamente significativi<sup>7</sup>.

In conclusione possiamo affermare che l'utilizzo di informazioni condizionali per la misurazione delle strategie di portafoglio dei fondi d'investimento non è solo statisticamente significativa, ma è anche economicamente rilevante per meglio valutare la qualità della gestione.

4.2. *Relazioni tra misure di performance del market timing e le strategie di portafoglio condizionali.* – In questa sezione vogliamo concludere l'illustrazione della nostra ricerca empirica presentando alcuni risultati molto innovativi riguardo alle relazioni intercorrenti tra i modelli più tradizionali conosciuti come *market timing* e l'approccio qui proposto. In altri termini, ci siamo posti il seguente quesito: come sarebbe variato il nostro giudizio finale se, nell'ambito dei modelli uni-fattoriali, avessimo continuato ad adottare l'approccio di correggere l'alfa di Jensen per la possibile attività di *timing* dei gestori? La letteratura empirica che ha utilizzato queste metodologie ha unanimemente concluso che i fondi riescono ad ottenere delle performance positive dall'attività di selezione dei titoli e delle performance negative dalla previsione dell'andamento del *benchmark* (o dei mercati in generale). A livello di performance totale media però il risultato è spesso negativo e significativo, in presenza di *benchmark* efficienti e/o di modelli multi-fattoriali<sup>8</sup>.

Se quindi il punto debole delle strategie di portafoglio dei fondi sembrerebbe la corretta anticipazione dei movimenti del mercato, quale ulteriore informazione ci possono dare i modelli condizionali qui proposti? Per rispondere a questo quesito abbiamo innanzitutto stimato, per il nostro

<sup>7</sup> Nei modelli a più fattori è stato impossibile, per motivi legati al numero di gradi di libertà a disposizione, l'inserimento di termini quadratici delle variabili strumentali; avremo infatti a disposizione una serie di 84 dati per stimare 29 coefficienti! Non pensiamo tuttavia che i risultati ottenibili siano molto diversi da quelli presentati per i modelli ad un fattore. Con l'utilizzo di modelli parsimoniosi è tuttavia preferibile l'inclusione di termini quadratici, se questi hanno una qualche capacità esplicativa.

<sup>8</sup> Recentemente GRINBLATT e TITMAN (1994) conducono delle analisi di sensibilità dei risultati di performance dei fondi statunitensi utilizzando l'alfa di Jensen, la performance totale aggiustata al *market timing* di TREYNOR e MAZUY (1966) e la loro misura del *positive period weighting*. Le loro conclusioni sono sempre le stesse quando le diverse metodologie utilizzano lo stesso *benchmark*, mentre i risultati statistici sono assai diversi tra le stesse tre metodologie, quando si utilizzino *benchmark* diversi. In definitiva, questo lavoro sottolinea ancora una volta la totale inaffidabilità dei risultati di performance in presenza di *benchmark* inefficienti.

campi  
di ogn  
tato –  
At  
contro  
di que  
Il  
questi  
negativ  
loro b  
inform

Con  
Modello

La variat  
dell'extra  
la varian  
Per le sti

Parte A:  
(Var  
I co

Parte B:  
(Var  
I co

campione, il modello di Treynor-Mazuy (1966) ed isolato la performance di ogni fondo nel *market timing*. Il suo valore medio, come atteso, è risultato  $-0.187\%$ , altamente significativo.

Abbiamo poi regredito, in cross-section, questa misura di performance contro i beta condizionali stimati nei modelli uni-fattoriali 2 e 3. Le stime di queste regressioni sono presentate nella Tabella 3.

Il primo sorprendente risultato è la notevole capacità esplicativa di questi modelli di regressione cross-sezionali. In sostanza, la performance negativa dei fondi nel *market timing* risulta spiegata per circa il 70% dai loro beta condizionali, ovvero dal loro posizionamento contro le variabili informative presumibilmente utilizzate nell'*asset allocation*.

TAB. 3

Confronto tra i modelli di market timing ed i modelli unifattoriali condizionali.

Modello di regressione cross-sezionale: Market Timing = a + beta condizionali + errore

$$\text{Timing}_p = \gamma_{0,p} + \sum_{j=1}^3 \gamma_{j,p} b_{j,p} + \varepsilon_p \quad \text{per } p = 1, \dots, 37$$

La variabile dipendente *Timing* equivale al prodotto tra il coefficiente beta stimato per la variabile dell'extra-rendimento dell'indice di mercato al quadrato dell'equazione di Treynor-Mazuy (1966) e la varianza dell'extra-rendimento dell'indice di mercato.

Per le stime è stato utilizzato l'indice *MISE*.

Parte A: Risultati con i beta condizionali stimati con il modello 2

(Variabili strumentali: *UTS*( $t-1$ ), *DP*( $t-1$ ), *MISE*( $t-1$ ))

I coefficienti stimati sono stati moltiplicati per 1000, tra parentesi appaiono le statistiche  $t$ .

$\hat{\gamma}_0$	$\hat{\gamma}_{UTS(-1)}$	$\hat{\gamma}_{DP(-1)}$	$\hat{\gamma}_{MISE(-1)}$	$\bar{R}^2$
-0.909 (-5.08)	-0.183 (-8.41)	-0.009 (0.37)	0.498 (1.72)	0.673

Parte B: Risultati con i beta condizionali stimati con il modello 3

(Variabili strumentali: *UTS*( $t-1$ ), *DTT*( $t-1$ ), *MISE*( $t-1$ ))

I coefficienti stimati sono stati moltiplicati per 1000, tra parentesi appaiono le statistiche  $t$ .

$\hat{\gamma}_0$	$\hat{\gamma}_{UTS(-1)}$	$\hat{\gamma}_{DTT(-1)}$	$\hat{\gamma}_{MISE(-1)}$	$\bar{R}^2$
-1.363 (-5.59)	-0.107 (-3.03)	-0.311 (-2.32)	0.298 (1.89)	0.724

Il secondo importante risultato che ci offrono queste cross-section è l'individuazione di quali beta condizionali siano maggiormente legati alla non corretta attività di *market timing*. Ispezionando i risultati della Tabella 3, parte A e B, notiamo che questi sono associati, soprattutto, ai tassi d'interesse e alla relativa struttura a termine, e ai termini di scambio<sup>9</sup>. In definitiva, si può concludere che il *market timing* di segno negativo che si osserva frequentemente nella gestione di portafoglio dei fondi sia originato da non corrette previsioni sull'andamento dei tassi e del cambio reale.

### 5. Conclusioni e future estensioni

In questa ricerca abbiamo analizzato la performance di un campione di 37 fondi comuni d'investimento mobiliare italiani per il periodo compreso tra il Gennaio 1988 e il Dicembre 1994. La valutazione della performance dei fondi è stata effettuata con un approccio econometrico che tiene conto di variabili fondamentali che influenzano le strategie di portafoglio. I risultati mostrano che la valutazione di performance secondo il nostro approccio non è solo statisticamente diversa da metodologie tradizionali, ma è al contempo anche economicamente importante. Nel nostro campione, le misure tradizionali di performance che tengono conto dell'attività di *market timing* dei gestori, convalidano ancora il risultato negativo medio. Abbiamo però analizzato quale relazione esiste tra questo risultato e le strategie di portafoglio condizionali alle informazioni fondamentali. Le nostre analisi supportano l'idea che i fondi d'investimento realizzano un *timing* negativo soprattutto per le non corrette previsioni nel mercato dei tassi d'interesse e dei cambi.

Le possibili estensioni di questa ricerca sono in diverse direzioni. In una prima sarà interessante applicare i modelli condizionali anche ad altre categorie di fondi: in altri termini, può essere utile verificare se il miglioramento del giudizio sulla performance è un fenomeno estendibile anche ad altre scelte di investimento oltre che al solo settore del mercato azionario italiano che qui abbiamo analizzato. In una seconda sarà

<sup>9</sup> Dalle regressioni cross-section basate sui risultati dei modelli unifattoriali che includono i termini al quadrato delle variabili strumentali, di cui si è detto nel paragrafo 4.1 e nella nota 6 risulta che, in entrambi i casi, il termine aggiuntivo maggiormente significativo è il coefficiente negativo associato al beta contro il quadrato di  $UTS(t-1)$ .

interessante  
stione utili  
di gestione  
settore, con  
la performance  
zero.

C

interessante osservare come possa cambiare la valutazione globale di gestione utilizzando i rendimenti dei fondi prima della decurtazione dei costi di gestione. Non è improbabile, stante un aumento della competitività del settore, che i costi di gestione abbiano una incidenza sempre minore e che la performance totale condizionale risulti statisticamente non diversa da zero.

## APPENDICE A

*Campione dei Fondi di Investimento Mobiliari Italiani analizzati -  
periodo Gennaio 1988-Dicembre 1994, n. mesi = 84*

## SIGLA NOME del FONDO

F1	ARCA27
F2	FIORINO
F3	IMINDUSTRIA
F4	INTERBANCARIA AZIONARIO
F5	PRIMECAPITAL
F6	PRIMECLAB AZIONARIO
F7	AMERICA
F8	ARCA BB
F9	AUREO
F10	AZZURRO
F11	BN MULTIFONDO
F12	CAPITALCREDIT
F13	CAPITALFIT
F14	CAPITALGEST BILANCIATO
F15	CARIFONDO LIBRA
F16	CORONA FERREA
F17	CT BILANCIATO
F18	EPTACAPITAL
F19	EURO ANDROMEDA
F20	FONDATTIVO
F21	FONDERSEL
F22	FONDICRI 2
F23	FONDINVEST 2
F24	GENERCOMIT
F25	GEPORINVEST
F26	GESTIELLE B
F27	IMI CAPITAL
F28	MULTIRAS
F29	NAGRACAPITAL
F30	NORDCAPITAL
F31	PHENIXFUND
F32	PRIMEREND
F33	PROFESSIONALE
F34	RISPARMIO ITALIA BIL.
F35	ROLOMIX
F36	ING SVILUPPO PORTFOLIO
F37	VISCONTEO

Con questo risultato è possibile estendere la ricerca all'altra faccia della medaglia. Se infatti la gran parte della letteratura sui fondi d'investimento si è occupata della qualità del prodotto (cioè la performance), la letteratura sul *pricing* dei fondi è oggi modesta, sebbene in crescita. È quest'ultima che deve affrontare il problema cruciale delle determinanti della performance e della congruenza economica tra obiettivi e risultati di gestione.

#### RIFERIMENTI BIBLIOGRAFICI

- ALEATI A., GOTTARDO P., MURGIA M., "The Pricing of Italian Equity Returns", Università di Pavia, 1994, mimeo.
- BARBATO L., BORDI P., "Valutazione dei risultati di gestione dei fondi comuni italiani", *Finanza, Imprese e Mercati*, n. 2, agosto 1992, 3, 273-309.
- BHATTACHARYA S., PFLEIDERER P., "A Note on Performance Evaluation", Stanford University, ottobre 1983, W.P.
- BORDI P., "L'analisi dello stile di gestione: un'applicazione ai fondi comuni globali", Università LUISS, agosto 1993, mimeo.
- CHEN N.F., ROLL R., ROSS S.A., "Economic Forces and the Stock Market", *Journal of Business*, luglio 1986, 59, 383-403.
- CORNELL B., "Asymmetric Information and Portfolio Performance Measurement", *Journal of Financial Economics*, n. 4, 1979, 7, 381-90.
- DYBVIK P.H., ROSS S.A., "Differential Information and Performance Measurement Using a Security Market Line", *Journal of Finance*, n. 2, giugno 1985, 40, 383-99.
- ELTON E.J., GRUBER M., DAS S., HLAVKA M., "Efficiency with Costly Information: A Reinterpretation of Evidence from Managed Portfolios", *Review of Financial Studies*, n. 1, 1993, 6, 1-22.
- FAMA E.F., FRENCH K.R., "The Cross-section of Expected Stock Returns", *Journal of Finance*, 1992, 47, 427-65.
- , —, "Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds", *Journal of Financial Economics*, 1993, 33, 3-56.
- FERRETTI R., MURGIA M., "Fondi comuni d'investimento: costi di gestione e performance", in A. Penati (a cura di), *Il rischio azionario e la borsa*, Milano: Egea 1991, 571-628.
- PERSON W.E., HARVEY C.R., "The Variation of Economic Risk Premiums", *Journal of Political Economy*, 1991, 99, 385-415.
- , —, "The Risk and Predictability of International Equity Returns", *Review of Financial Studies*, n. 3, 1993, 6, 527-66.
- , —, SCHADT R.W., "Measuring Fund Strategy and Performance in Changing Economic Conditions", *Journal of Finance*, n. 2, 1996, 60, 425-61.

GOETZ  
n.

GOTTAI  
sci

GRINBL  
ter

—, —  
Jo

—, —  
Fi

—, —  
19

—, —  
Re

—, —  
Jo

HENDR  
Re

IPPOLI  
19

JENSEN  
n.

MERTC  
ue

PANET  
cu

ROLL I  
of

—, —  
na

ROSS S  
13

SHARPI  
—, —  
M

SHUKL  
In

—, —  
A

- GOETZMANN W.N., IBBOTSON R.C., "Do Winners Repeat?" *Journal of Portfolio Management*, n. 2, Winter 1994, 20, 9-18.
- GOTTARDO P., MURGIA M., "Design e utilizzazione di un indice azionario italiano per la ricerca scientifica: il MISE", *Finanza, Imprese e Mercati*, n. 3, dicembre 1994, 6, 317-51.
- GRINBLATT M., TITMAN S., "The Evaluation of Mutual Fund Performance: An Analysis of Quarterly Portfolio Holdings", Los Angeles: UCLA, Revision of March 1988, mimeo.
- , — (1989a), "Mutual Fund Performance: An Analysis of Quarterly Portfolio Holdings", *Journal of Business*, n. 3, luglio 1989, 62, 393-416.
- , — (1989b), "Portfolio Performance Evaluation: Old Issues and New Insights", *Review of Financial Studies*, n. 3, 1989, 2, 393-421.
- , —, "The Persistence of Mutual Fund Performance", *Journal of Finance*, n. 5, dicembre 1992, 47, 1977-84.
- , —, "Performance Measurement without Benchmarks: An Examination of Mutual Fund Returns", *Journal of Business*, n. 1, 1993, 66, 47-68.
- , —, "A Study of Monthly Mutual Fund Returns and Performance Evaluation Techniques", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, n. 3, settembre 1994, 29, 419-44.
- HENDRICKS D., PATEL J., ZECKHAUSER R., "Hot Hands in Mutual Funds: Short-run Persistence of Relative Performance, 1974-1988", *Journal of Finance*, n. 1, 1993, 48, 93-130.
- IPPOLITO R.A., "Efficiency with Costly Information: A Study of Mutual Fund Performance, 1965-1984", *Quarterly Journal of Economics*, n. 1, febbraio 1989, 104, 1-23.
- JENSEN M.C., "The Performance of Mutual Funds in the Period 1945-1964", *Journal of Finance*, n. 2, maggio 1968, 23, 389-416.
- MERTON R.C., "On Market Timing and Investment Performance I. An Equilibrium Theory of Value for Market Forecasts", *Journal of Business*, n. 3, luglio 1981, 54, 363-406.
- PANETTA F., ZAUTZICK E., "Evoluzione e performance dei fondi comuni mobiliari", in A. Penati (a cura di), *Il rischio azionario e la borsa*, Milano: EGEEA, 1991, 527-65.
- ROLL R., "A Critique of the Asset Pricing Theory's Tests - Part I: On Past and Potential Testability of the Theory", *Journal of Financial Economics*, n. 2, marzo 1977, 4, 129-76.
- , "Ambiguity when Performance is Measured by the Securities Market Line", *Journal of Finance*, n. 4, settembre 1978, 33, 1051-69.
- ROSS S.A., "The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing", *Journal of Economic Theory*, 1976, 13, 341-60.
- SHARPE W.F., "Mutual Fund Performance", *Journal of Business*, 1966, 39, 119-38.
- , "Asset Allocation: Management Style and Performance Measurement", *Journal of Portfolio Management*, 1992, 18, 7-19.
- SHUKLA R., TRZCINKA C., "Performance Measurement of Managed Portfolios", *Financial Markets, Institutions & Instruments*, n. 4, 1992, 1.
- , —, "Persistent Performance in the Mutual Fund Market: Tests with Funds and Investment Advisers", *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 1994, 4, 115-35.

TREYNOR J.L., "How to Rate Management of Investment Funds", *Harvard Business Review*, febbraio 1965, 44, 131-36.

—, MAZUY K.K., "Can Mutual Funds Outguess the Market?", *Harvard Business Review*, luglio-agosto 1966, 44, 131-36.

### FUNDAMENTAL VARIABLES AND MUTUAL FUNDS PERFORMANCE

This paper explores a new econometric approach for measuring mutual fund performance when managers use a set of public information about the state of the economy to determine investment strategies. We apply the approach on a monthly sample of 37 stock and balanced Italian mutual funds over the 1988-1994 period. Our model captures significant movements in the risk exposures of mutual funds and our results show that conditioning information is both statistically and economically important. We then show that negative market timing results, usually obtained in the traditional approaches on fund performance, are associated, at least for our sample, with incorrect forecasts on interest and exchange rates.