

BANCA D'ITALIA

## **Temi di discussione**

del Servizio Studi

***Evoluzione e performance***  
**dei fondi comuni mobiliari italiani**

**di Fabio Panetta ed Emerico Zautzik**



**Numero 142 - Ottobre 1990**



BANCA D'ITALIA

# **Temi di discussione**

del Servizio Studi

**Evoluzione e *performance*  
dei fondi comuni mobiliari italiani**

**di Fabio Panetta ed Emerico Zautzik**

**Numero 142 - Ottobre 1990**

*La serie «Temi di discussione» intende promuovere la circolazione, in versione provvisoria, di lavori prodotti all'interno della Banca d'Italia o presentati da economisti esterni nel corso di seminari presso l'Istituto, al fine di suscitare commenti critici e suggerimenti.*

*I lavori pubblicati nella serie riflettono esclusivamente le opinioni degli autori e non impegnano la responsabilità dell'Istituto.*

COMITATO DI REDAZIONE: *FRANCESCO M. FRASCA, CURZIO GIANNINI, LUIGI GUISO, DANIELE TERLIZZESE; RITA CAMPOREALE (segretaria).*

## Sommario

Il lavoro esamina l'evoluzione della raccolta dei fondi comuni mobiliari italiani nel periodo 1987-1989. Tra le cause principali del calo delle sottoscrizioni negli anni in esame l'analisi individua i mutamenti della struttura del mercato finanziario italiano e l'accresciuta concorrenza nel comparto delle attività a basso rischio; la rispondenza solo parziale dei prodotti offerti da alcuni fondi alla domanda dei risparmiatori.

I rendimenti sono analizzati utilizzando sia il Capital Asset Pricing Model sia l'Arbitrage Pricing Theory; pur con ampie oscillazioni individuali, i risultati dei fondi non sono statisticamente diversi da quelli giustificati dai parametri di rischio. In analogia con precedenti studi dei mercati esteri e italiani, per il complesso del settore i rendimenti al netto del premio al rischio risultano inferiori a zero in conseguenza delle difficoltà nell'anticipare l'evoluzione futura dei fattori.

## INDICE

1. Introduzione e principali conclusioni .....	p. 5
2. L'evoluzione del settore .....	8
2.1 L'andamento complessivo .....	8
2.2 Collegamenti con le aziende di credito .....	11
2.3 L'investimento estero .....	14
2.4 Alcune ipotesi interpretative .....	16
3. La performance dei fondi .....	18
3.1 I modelli teorici .....	18
3.2 I dati .....	22
3.3 Le stime dei premi al rischio .....	23
3.4 I risultati .....	28
Appendici	
A1. Il Capital Asset Pricing Model e L'Arbitrage Pricing Theory .....	42
A2. L'Analisi Fattoriale Esploratoria .....	46
Bibliografia .....	48



## 1. Introduzione e principali conclusioni<sup>1</sup>.

I fondi comuni mobiliari sono stati introdotti nell'ordinamento giuridico italiano nel 1983 e hanno cominciato a operare nel 1984. Nei primi anni di vita la crescita del settore è stata molto rapida; dopo aver toccato un massimo nella prima parte del 1987, nel biennio successivo il patrimonio dei fondi è diminuito: le nuove sottoscrizioni di quote da parte dei risparmiatori sono state quasi ininterrottamente inferiori alle richieste di rimborso. Tale dinamica, inizialmente originata dall'andamento cedente dei prezzi azionari, è proseguita anche nei momenti di crescita del mercato borsistico, risultando più accentuata per i fondi obbligazionari e misti e fortemente differenziata all'interno di ciascuna categoria.

Il presente lavoro riesamina gli andamenti della raccolta dei fondi nel periodo 1987-89 e cerca di individuare le determinanti dell'evoluzione strutturale del settore. Esso si compone di due parti: nella prima (par. 2) si dà una sommaria descrizione degli eventi più recenti e si individuano alcuni elementi strategici della gestione che possono aver contribuito all'evoluzione sopra delineata, quali la composizione del portafoglio e i collegamenti con le istituzioni creditizie, viste sia come partecipanti al capitale delle società di gestione sia come distributrici del prodotto. Vengono presen-

---

1. Gli autori desiderano ringraziare, senza coinvolgimento nella responsabilità per gli eventuali errori rimasti, G. Parigi, F. Passacantando, A. Rinaldi, R. Violi, il prof. R. Brealy, il prof. M. Draghi e un anonimo referee per gli utili suggerimenti ricevuti; si ringrazia inoltre Antonio Di Clemente per l'assistenza fornita nella predisposizione dei dati. Sebbene il lavoro sia frutto di un impegno comune, i paragrafi 1 e 2 sono ascrivibili ad ambedue gli autori, mentre il par. 3 e le due appendici a Fabio Panetta.

tate alcune chiavi interpretative che appaiono coerenti con gli andamenti osservati, anche se la relativa novità dei fenomeni impedisce di effettuare tests formali che permettano di confermare le ipotesi avanzate. Nella seconda parte (par. 3) vengono analizzati, in termini sia di rendimento sia di rischio dell'investimento, i risultati di gestione ottenuti dai fondi in esercizio nel triennio 1987-89, al fine di valutare se i risultati stessi possano aver contribuito alla contrazione della raccolta. Si fa uso a questo scopo sia del Capital Asset Pricing Model (CAPM) sia dell'Arbitrage Pricing Theory (APT).

Il calo delle sottoscrizioni nel periodo in esame appare in larga misura ricollegabile con i mutamenti nella struttura dell'offerta di servizi finanziari alle famiglie da parte del sistema bancario e con la rispondenza solo parziale dei prodotti offerti da alcuni fondi alla domanda dei risparmiatori, finalizzata ad ampliare il grado di diversificazione del portafoglio finanziario. I migliori risultati in termini di raccolta sono stati ottenuti da quei fondi che:

- si sono più nettamente distaccati dal settore bancario in termini sia di prodotto (ad es. fondi azionari) sia di utilizzo di canali distributivi;
- hanno assecondato le esigenze di diversificazione del portafoglio della clientela, investendo in attività finanziarie estere.

Per quanto riguarda la performance, i risultati concordano nelle loro conclusioni essenziali con analoghi studi effettuati sui mercati esteri e con i precedenti studi effettuati sul mercato italiano. Nonostante ampie oscillazioni individuali, i rendimenti dei fondi non risultano in media statisticamente diversi da quelli richiesti in equilibrio dal loro livello di rischio; per il complesso del settore il rendimento eccedente il premio al rischio risulta inferiore a zero. Questo risultato rafforza l'ipotesi di efficienza del mercato finanziario e conferma l'impossibilità di ottenere sistematicamente rendimenti che superano il livello giustificato dai parametri di rischio anche da parte di intermediari



specializzati quali i fondi comuni<sup>2</sup>.

Sempre in analogia con le precedenti analisi, il risultato complessivo appare discendere dall'accorta selezione dei singoli titoli (selectivity) e dalla difficoltà di anticipare l'evoluzione del mercato (market-timing). Tra le possibili determinanti di questo andamento occorre ricordare quelle più strettamente connesse con il mercato italiano e con il periodo esaminato. In primo luogo, nel triennio 1987-89 l'esigenza di far fronte ai forti e persistenti deflussi di mezzi ha probabilmente limitato i gradi di libertà dei gestori nell'impostare le politiche di investimento ritenute ottimali. In secondo luogo, la possibilità di modificare il grado di rischio del portafoglio è limitato dall'esistenza di costi di transazione e dalle caratteristiche di liquidità del mercato; l'assenza nel sistema finanziario italiano di mercati ufficiali di futures e opzioni, che per le loro caratteristiche permettono di attenuare tali vincoli, rende tali limiti maggiormente significativi.

In definitiva, quindi, la fase critica attraversata dai fondi comuni, benché possa essere stata accentuata dalla caduta del mercato borsistico del 1987, appare, come sopra accennato, conseguenza dell'adeguamento del settore stesso alla struttura del mercato finanziario, alle pressioni concorrenziali, all'evoluzione della domanda di servizi di investimento da parte della clientela. Nell'ambito dell'investimento in attività a basso rischio, lo spazio per l'intervento dei fondi appare limitato dalla configurazione attuale del mercato finanziario: da un lato, in un mercato obbligazionario dominato dalla presenza dei titoli di Stato, il contri-

---

2. I risultati dell'analisi, d'altra parte, non permettono di concludere che i singoli risparmiatori abbiano convenienza a investire direttamente in attività finanziarie diverse dai fondi. Una simile valutazione richiede ulteriori considerazioni riguardanti, da un lato, i costi di transazione e di reperimento delle informazioni che il singolo risparmiatore dovrebbe sostenere per operare in proprio, e, dall'altro, le modalità di riscossione e la misura del costo di acquisizione delle quote dei fondi (le commissioni di sottoscrizione).

buto dell'opera di diversificazione effettuata dai fondi è meno rilevante; dall'altro, la concorrenza diretta e indiretta dei prodotti bancari, più accesa in questo segmento, si è intensificata negli ultimi anni.

Il settore dei fondi sembra avere reagito a questa situazione di fatto individuando nuove strategie e nuovi prodotti, con effetti positivi; ciò è particolarmente evidente per i fondi, bancari e non bancari, di nuova istituzione. La recente diffusione di forme di collegamento con i depositi bancari, che prevedono travasi automatici di somme dall'una all'altra attività finanziaria in dipendenza del variare delle disponibilità del cliente, appare coerente con questa tendenza. I fondi che offrono questi prodotti, unitamente a quelli nei quali il contributo di diversificazione offerto al risparmiatore è più rilevante, rappresentano i prodotti più promettenti per la ripresa del settore.

## 2. L'evoluzione del settore

### 2.1 L'andamento complessivo

I fondi comuni mobiliari di diritto italiano sono stati istituiti dalla legge n. 77 del 23/3/83, che ne ha definito le tipologie operative e ha disciplinato i requisiti delle società di gestione; la vigilanza sulle società medesime e la tenuta dell'albo di categoria sono state affidate alla Banca d'Italia<sup>3</sup>.

Il primo fondo è divenuto operativo nel giugno 1984; la successiva crescita del numero delle società di gestione e dei fondi operanti è stata rapida e continua: alla fine del 1989 le società operanti erano 55 e i fondi gestiti 149.

La forte crescita patrimoniale registrata nei primi anni dalla loro istituzione ha portato alla fine del 1986 le quote dei fondi comuni a raggiungere un livello pari al 5,8

---

3. Sul dibattito apertosi immediatamente dopo l'approvazione della legge si vedano Rossi (1983), Cesarini (1983), Ferrero (1983).

per cento delle attività finanziarie delle famiglie. Alla rapida espansione hanno contribuito molteplici fattori: la crescita del mercato azionario, la novità dello strumento, l'interesse dei risparmiatori a perseguire la diversificazione del proprio portafoglio finanziario tramite intermediari regolamentati contribuiscono a spiegare un'espansione che ha sorpreso per la sua intensità.

Lo sviluppo dei fondi si è interrotto a metà del 1987. Da allora fino alla fine del 1989 la raccolta netta è risultata pressoché costantemente negativa; i disinvestimenti più rilevanti si sono avuti nel comparto dei fondi obbligazionari e misti (tav. 1).

In questo periodo lo sviluppo dei fondi è stato caratterizzato da marcate differenze rispetto al periodo precedente. In primo luogo esso, oltre a non mostrare la stretta correlazione osservata in precedenza con l'andamento del mercato borsistico, si è distaccato da quello delle gestioni patrimoniali. La raccolta di queste ultime, dopo una fase di calo sviluppatasi contemporaneamente a quella dei fondi, si è stabilizzata nel corso del 1988 e nel 1989 ha registrato una lieve crescita.

In secondo luogo, nonostante l'andamento cedente del settore, gli intermediari che hanno iniziato a operare dal 1988 (complessivamente 18 società di gestione e 77 fondi) hanno ottenuto, in termini di raccolta, risultati mediamente più positivi. Ne è risultata, negli ultimi anni, una riduzione dell'elevata concentrazione del settore: alla fine del 1987 le prime 5 società di gestione, individuate sulla base del complesso dei patrimoni gestiti, amministravano il 57,3 per cento del patrimonio totale; alla fine del 1989 la stessa quota era discesa al 51,9 per cento.

STRUTTURA DEL SETTORE DEI FONDI COMUNI MOBILIARI ITALIANI

Tav. I

	1985	1986	1987	1988	1989
<b>SOC. DI GESTIONE OPERANTI</b>	24	33	37	49	55
<b>FONDI OPERANTI</b>	42	60	72	115	149
di cui: azionari	5	5	8	20	34
misti	18	29	33	47	55
obbligazionari	19	26	31	48	60
<b>RACCOLTA NETTA</b>	15.256	37.509	-61	-12.959	-6.663
di cui: azionari	4.223	10.097	-689	-2.458	-384
misti	5.928	17.409	-4.110	-5.910	-3.371
obbligazionari	5.105	10.003	4.738	-4.591	-2.908
<b>PATRIMONIO (1)</b>	19.783	65.079	59.454	51.562	49.165
di cui: azionari	5.579 (28,2)	18.862 (29,0)	15.484 (26,0)	15.186 (29,5)	16.605 (33,7)
misti	7.320 (37,0)	28.217 (43,3)	21.264 (35,8)	17.745 (34,4)	16.380 (33,3)
obbligazionari	6.884 (34,8)	18.000 (27,7)	22.706 (38,2)	18.631 (36,1)	16.180 (33,0)

(1) Tra parentesi viene indicata la composizione percentuale.

## 2.2 Collegamenti con le aziende di credito

Rapporti di gestione. - Nella fase iniziale dell'attività dei fondi comuni, gli intermediari creditizi hanno avuto un'importanza determinante. Alla fine del 1987, le istituzioni creditizie partecipavano a 27 società di gestione su 37, e controllavano oltre tre quarti dei 72 fondi operanti (tav. 2). In termini di patrimonio amministrato, il peso delle società di emanazione creditizia era pari all'84 per cento dell'intero settore.

Tav. 2

### Partecipazione di banche e ICS nelle Società di Gestione

	1987	1989
<b>Società operanti</b>	37	55
di cui: partecipate da banche e ICS	27	38
<b>Fondi operanti</b>	72	149
di cui: di società partecipate da banche e ICS	57	100
di cui: azionari	6	26
misti	25	34
obbligazionari	26	40
<b>Patrimonio totale</b>	59.454	49.165
<b>Patrimonio delle società partecipate da banche e ICS</b>	49.705	36.359
di cui: di banche e ICS (1)	35.328	25.484

(1) Tale valore è dato dal prodotto tra il patrimonio delle società partecipate da banche e ICS e la percentuale del capitale controllato da banche e ICS.

Benché la rilevanza del settore bancario nella gestione dei fondi sia tuttora importantissima, in termini relativi essa si è ridotta negli anni più recenti. Alla fine del 1989 le società di gestione partecipate da banche e da istituti di credito speciale erano 38 su 55 e il numero di fondi da esse controllati era sceso a due terzi di quelli operanti. La quota di patrimonio controllata si è ridotta al 74 per cento del totale. Il progressivo ridimensionamento del ruolo delle banche conferma tendenze recentemente rilevate sulla base delle risultanze del 1988<sup>4</sup>.

Raccolta e canale distributivo. - Un allentamento dei collegamenti tra fondi e banche emerge anche distinguendo la raccolta effettuata tramite il sistema bancario da quella ottenuta mediante reti che entrano in contatto diretto con il potenziale investitore (c.d. "porta a porta"). Dalle statistiche elaborate dall'Assoreti, emerge che in ogni singolo mese degli ultimi tre anni la raccolta netta intermediata dalle reti è stata più positiva, o meno negativa, di quella gestita dalle banche<sup>5</sup> (fig. 1).

Per meglio valutare l'effetto del canale di distribuzione sulle diverse categorie di fondi, l'andamento della raccolta netta nel biennio 1988-1989 è stato rapportato al valore del patrimonio, misurato alla fine del 1988, per 110 dei 115 fondi operanti a quest'ultima data (tav. 3).

Per ogni categoria, e per il complesso del settore, l'utilizzo delle reti di distribuzione si è accompagnato a risultati relativamente migliori in termini di raccolta. Il numero di fondi con raccolta netta negativa è risultato, inoltre, molto più contenuto, in termini sia relativi sia assoluti, tra i fondi che hanno utilizzato unicamente canali non

---

4. Si veda a tale riguardo Onado (1989), che tra l'altro rileva una contrazione particolarmente evidente per i fondi gestiti congiuntamente da più banche.

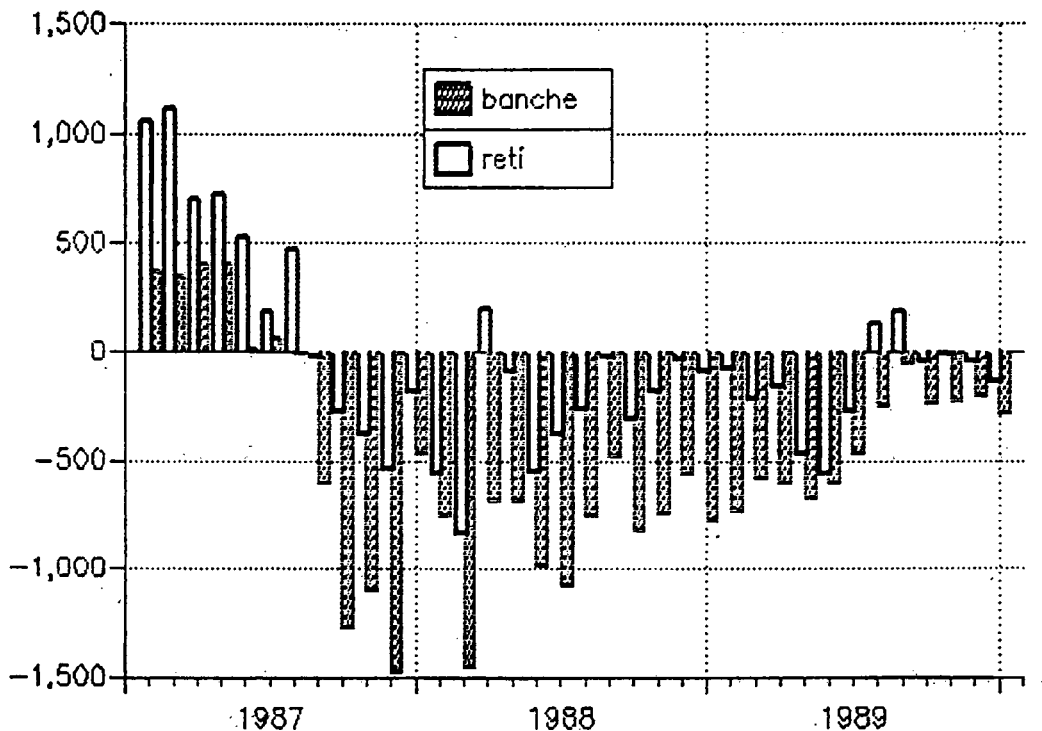
5. Nel periodo in esame le reti hanno abbondantemente superato il sistema bancario anche per quanto riguarda la raccolta lorda.

bancari. Rimane confermato il miglior risultato ottenuto, in termini di andamento relativo della raccolta netta, dai fondi azionari.

L'andamento relativo dei canali di distribuzione sta probabilmente alla base della decisione dei fondi di nuova istituzione, inclusi quelli di aziende e istituti di credito, di privilegiare i canali non bancari: per i fondi aperti dal 1988 in avanti la raccolta lorda effettuata nel corso del 1989 per il tramite delle reti di distribuzione è stata pari al 68,6 per cento di quella totale (50,1 per cento per i 43 nuovi fondi di emanazione di istituzioni creditizie), a fronte del 49,8 per cento dei fondi aperti in data precedente.

FIG. 1

FONDI COMUNI MOBILIARI:  
RACCOLTA NETTA PER CANALE DI DISTRIBUZIONE (\*)  
(Miliardi di lire)



(\*) Dati mensili da gen. 1987 a dic. 1989 - Fonte Assoretel.

RACCOLTA NETTA PER CANALE DI DISTRIBUZIONE(\*)

	Banche	Banche e reti	Reti
Azionari	..	-31,1	-23,2
Misti	-71,5	-55,8	-30,9
Obbligazionari	-52,2	-50,7	-27,7
<b>Totale Fondi</b>	<b>-61,8</b>	<b>-47,6</b>	<b>-26,5</b>
No. fondi	20	68	22
di cui: con raccolta negativa	14	38	6

(\*) Media ponderata del rapporto tra la raccolta netta (nel 1988 e nel 1989) e il patrimonio netto (a fine 1988) per 110 dei 115 fondi che erano operanti a fine 1988. Per i fondi entrati nel corso del 1988, la raccolta netta è relativa a un numero di mesi inferiore a quello degli altri fondi; l'esclusione di tali fondi non cambierebbe i risultati presentati, anche per il loro basso peso nella ponderazione, che utilizza come pesi i patrimoni netti.

2.3 L'investimento estero

Un'implicita valutazione della rilevanza delle scelte di investimento sull'andamento della raccolta è già stata data rammentando che, in media, i fondi azionari sono stati colpiti meno duramente dall'intensificarsi dei riscatti nel periodo osservato; il fenomeno si presenta anche tenendo conto dei diversi canali di distribuzione.

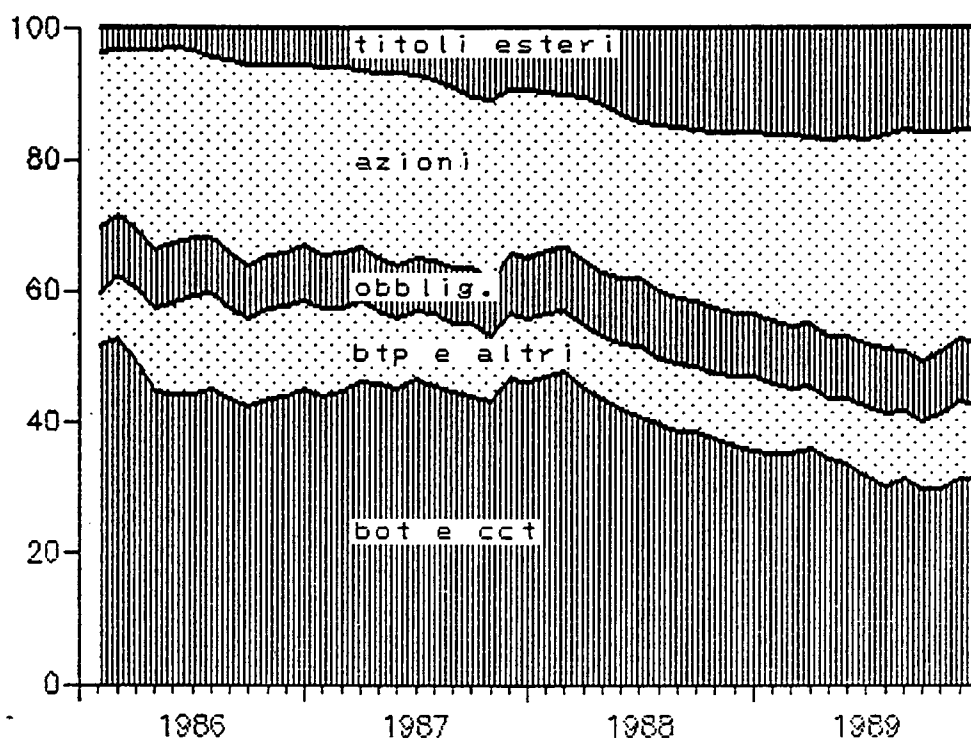
L'investimento estero si accomuna a quello in azioni sia per l'esistenza di maggiore spazio per un'attività di diversificazione sia per il minor ruolo esercitato in questo comparto dagli intermediari creditizi. Nello sviluppo dell'investimento in attività estere, per lungo tempo precluso al risparmiatore italiano, i fondi, fin dalla parziale esenzione



dall'assoggettamento al deposito infruttifero disposta nel 1985, hanno avuto un ruolo importante (fig. 2).

FIG. 2 -

FONDI COMUNI MOBILIARI:  
COMPOSIZIONE DEL PORTAFOGLIO TITOLI (\*)  
(Valori percentuali)



(\*) Valori di bilancio di fine mese.

La correlazione tra andamento della raccolta netta e importanza dell'investimento estero indicano come i fondi più attivi al di fuori dei confini incontrino il favore dei risparmiatori. I fondi che nel corso del 1989 hanno avuto un rapporto medio tra investimento estero e portafoglio complessivo superiore al 25 per cento sono complessivamente ventisei (13 azionari, 7 misti, 6 obbligazionari); di questi, la maggior parte sono emanazione di istituzioni creditizie e uno solo ha iniziato a operare prima del 1988. Il gruppo dei fondi così individuato ha registrato, nell'intero 1989, una raccolta netta positiva per 1.977 miliardi, a fronte di un risultato negativo per 6.663 miliardi dell'intera categoria.

## 2.4 Alcune ipotesi interpretative

Non è facile individuare una linea interpretativa unitaria dei fatti descritti nei paragrafi precedenti. Il collegamento, spesso citato, tra la contrazione della raccolta dei fondi e la caduta degli indici azionari sembra essere smentito dal risultato migliore, sia pure in termini relativi, dei fondi più orientati all'investimento borsistico e dal protrarsi di disinvestimenti netti anche in fasi di crescita dei prezzi azionari; ciò indurrebbe a ricercare la causa dei disinvestimenti in problemi che interessano il complesso del settore. L'esistenza di problemi generalizzati del settore, d'altra parte, mal si concilia con i numerosissimi recenti ingressi e con l'ampia dispersione dei risultati ottenuti dai singoli fondi.

L'apparente contraddizione può essere spiegata solo dall'esistenza di fattori che operano a livello microeconomico, e non a livello aggregato. Il ruolo delle aziende di credito nel favorire lo sviluppo dei fondi sembra poter costituire uno di questi fattori. Dai dati sembra emergere l'indicazione che nel periodo in esame si sia avuto un mutamento nella funzione di comportamento delle banche: dovendo fronteggiare una domanda di credito elevata e superiore alla crescita dei depositi, esse hanno reagito riducendo l'ammontare di titoli in portafoglio, accrescendo la propria raccolta con nuovi strumenti (come ad esempio i certificati di deposito) e intensificando la concorrenza con i fondi.

Secondo questa ipotesi, la recente evoluzione della struttura finanziaria italiana avrebbe trasformato un iniziale elemento di forza delle società di gestione collegate con banche, ovvero la disponibilità di una rete di sportelli già esistente, in elemento di debolezza. I fondi avrebbero affidato la loro raccolta a una categoria di intermediari divenuti concorrenti sempre più diretti.

La scelta del prodotto offerto ai risparmiatori ha rivestito un ruolo fondamentale. Rileva anche qui, innanzitutto, la concorrenza del prodotto bancario: i forti riscatti che

hanno interessato i fondi obbligazionari e misti negli anni esaminati risultano più facilmente spiegabili se si tiene conto che la concorrenza esercitata dalle banche è più rilevante nei comparti che interessano attività finanziarie a minor rischio. Nel settore dei titoli di Stato, infatti, le banche vantano un'ampia esperienza di gestione, e il basso grado di rischio delle loro passività pone alcune di queste (come i certificati di deposito) più direttamente in concorrenza con i fondi obbligazionari e misti. Ad accrescere ulteriormente la concorrenza tra banche e fondi avrebbe poi contribuito anche lo sviluppo di servizi bancari collaterali (custodia titoli, gestioni patrimoniali), che sono stati offerti con crescente successo.

Altre considerazioni, connesse con la struttura del mercato finanziario italiano, possono contribuire a fornire ulteriori elementi di spiegazione. Il servizio offerto dai fondi comuni ai risparmiatori consiste nel permettere un'efficiente diversificazione del rischio a costi contenuti; la diversificazione può riguardare sia l'emittente delle attività finanziarie, sia la natura degli strumenti posseduti. Poiché circa il 90 per cento delle obbligazioni circolanti sul mercato interno sono emesse dal Tesoro, e quindi per definizione a rischio nullo, in ambito obbligazionario la possibilità di diversificazione per emittente è contenuta.

Il relativo maggior successo dei fondi azionari od orientati all'estero discenderebbe quindi non solo dall'occupazione di una "nicchia" del mercato dove la concorrenza bancaria è meno diretta, ma anche dalla risposta a una precisa esigenza di diversificazione della clientela, che riguarda in particolare settori dove il valore aggiunto determinato da una professionale opera di diversificazione è più ampio.

Le rapide trasformazioni sopra descritte testimonierebbero quindi uno sforzo di adattamento dei fondi alla nuova realtà. Lo sviluppo del settore è stato inizialmente favorito dall'apporto delle aziende di credito alla raccolta netta; tuttavia, il raggiungimento della "maturità" sembra ora richiedere una maggiore autonomia del settore rispetto agli intermediari creditizi, in termini di canali distributivi e di

prodotto, o, in alternativa, una revisione del prodotto che ne faciliti la complementarietà con quelli bancari. In quest'ultima ottica si inquadra, ad esempio, il recente sviluppo di fondi che prevedono la possibilità di un abbinamento tra disponibilità liquide detenute in un c/c bancario e acquisizione di quote del fondo<sup>6</sup>.

### 3. La performance dei fondi

In aggiunta agli aspetti analizzati nel precedente paragrafo, il successo dei fondi è legato all'efficienza della gestione, misurata dalla relazione tra i rendimenti corrisposti ai sottoscrittori e il rischio da questi ultimi sopportato. Assume quindi rilevanza, per comprendere l'andamento del settore, l'utilizzo di uno schema di riferimento per valutare il rendimento dei fondi in relazione al loro rischio. Questa analisi verrà effettuata nel presente paragrafo utilizzando i due principali modelli elaborati dalla teoria finanziaria, il Capital Asset Pricing Model (CAPM) e l'Arbitrage Pricing Theory (APT).

#### 3.1 I modelli teorici

La performance dei fondi è stata valutata utilizzando il coefficiente  $\alpha$  ricavato da Jensen (1968) per il CAPM ed esteso da Connor-Korajczyk (1986) all'APT. Esso è ottenuto, per ciascun titolo, stimando la seguente relazione<sup>7</sup>:

- 
6. In base ad accordi prestabiliti tra il sottoscrittore, il fondo e l'azienda di credito, le disponibilità eccedenti una soglia prefissata vengono automaticamente investite in quote; l'opposto accade invece in caso di riduzione delle disponibilità al di sotto della soglia.
  7. La sottolineatura contraddistingue i vettori, mentre le matrici sono indicate in neretto.

$$(R_i - R_f) = \alpha_i + \underline{b}'_i \underline{f} + \varepsilon_i \quad (1)$$

Nella (1)  $R_i$  è il rendimento del titolo;  $R_f$  è il rendimento privo di rischio;  $\underline{f}$  è il vettore dei premi al rischio sui fattori che influenzano i rendimenti dei titoli, con  $f_k = (R_k - R_f)$ ;  $\underline{b}_i$  è il vettore contenente la sensitività del titolo a ciascun fattore e  $\varepsilon_i$  è un errore stocastico a media zero. Un valore di  $\alpha$  significativamente maggiore (minore) di zero indica che il rendimento del titolo o del portafoglio è stato superiore (inferiore) al livello che sarebbe richiesto in equilibrio dal rischio registrato.

La stima di  $\alpha$  presenta alcuni problemi di ordine teorico ed empirico. Il primo punto riguarda la scelta del modello per la determinazione dei premi al rischio nella (1). Gli studi precedentemente effettuati hanno generalmente utilizzato il CAPM<sup>8</sup>. L'utilizzo del CAPM risente però dei problemi legati all'indeterminatezza della composizione del portafoglio di mercato, che solleva dubbi sulla testabilità del modello e quindi sulla possibilità di utilizzarlo per la valutazione della performance<sup>9</sup>; inoltre, le numerose anomalie empiriche<sup>10</sup>.

8. I più noti di tali studi sono quelli effettuati negli anni '60 da Jensen (1968) e Sharpe (1966); più recentemente il CAPM è stato utilizzato per valutare la performance dei fondi comuni, tra gli altri, da Henriksson (1984) e Ippolito (1989). Per i fondi italiani si vedano Baccolini-Lusignani (1989) e Ferretti-Murgia (1990).

9. Cfr. Roll (1977, 1978). La correttezza dell'utilizzo del CAPM per la valutazione della performance è stata sostenuta da Mayers-Rice (1979), che dimostrano che se un investitore dispone di informazioni più complete su alcuni dei singoli titoli rispetto al resto del mercato e se il suo peso è sufficientemente piccolo da non modificare l'equilibrio, allora il valore atteso della stima OLS del suo  $\alpha$  sarà positivo. Dybvig-Ross (1985) hanno generalizzato e rettificato tali conclusioni, dimostrando che esse valgono solo nel caso in cui il vantaggio informativo riguarda i singoli titoli, e non quando il gestore del portafoglio effettui attività di market-timing.

10. Per anomalie si intendono qui le regolarità empiriche riscontrate utilizzando il CAPM, come ad esempio la relazione tra rendimenti e price-earning o tra rendimenti e dimensione dell'impresa. In un mercato efficiente, se il

riscontrate utilizzando il CAPM hanno sollevato dubbi sulle sua stessa validità. Gli studi più recenti hanno pertanto utilizzato l'APT<sup>11</sup>, che, oltre a prevedere la possibilità che non sia un unico fattore a determinare i rendimenti, permette di superare i problemi legati all'indeterminatezza del portafoglio di mercato<sup>12</sup>.

In secondo luogo, la capacità dei gestori del fondo di ottenere risultati migliori di quelli del portafoglio di riferimento, misurata da  $\alpha$ , è scomponibile in due diverse componenti<sup>13</sup>. La prima di queste misura la capacità dei gestori di valutare i singoli titoli (selectivity), cioè di scegliere tra questi quelli che sono sottovalutati in relazione al resto del mercato. La seconda componente misura la capacità dei gestori di prevedere la dinamica futura dei fattori che determinano i movimenti dei prezzi (market-timing); nel caso in cui questa seconda componente sia positiva, i gestori possono trarne vantaggio aggiustando dinamicamente la rischiosità del portafoglio: ad esempio, nel caso del CAPM, se il gestore del fondo prevedesse un rendimento del mercato superiore a quello dei titoli privi di rischio (ad es. i BOT), potrebbe sostituire i titoli a basso  $\beta$  con altri a  $\beta$  più elevato.

Le stime empiriche sulla performance dei fondi hanno generalmente riguardato la prima componente, tralasciando l'effetto della seconda; in tal caso, però, le stime di  $\alpha$  non

---

(La nota 10 continua dalla pagina precedente)

CAPM è valido, tali regolarità non dovrebbero sussistere.

11. Si veda ad esempio Lehmann-Modest (1987). Per una breve esposizione del CAPM e dell'APT cfr. l'appendice 1.
12. L'utilizzo dell'APT pone, a sua volta, il problema della definizione dei fattori, la cui "identità" non è stabilita dal modello teorico. Studi volti a identificare i fattori sono stati effettuati da Chen-Roll-Ross (1986), Burmeister-McElroy (1988), Shanken-Weinstein (1987), Hamao (1988).
13. Si vedano, ad esempio Fama (1972), Dybvig-Ross (1985) e Lehmann-Modest (1987).

permettono di valutare la performance dei fondi<sup>14</sup> e subiscono una distorsione verso il basso<sup>15</sup>. Per eliminare questo effetto, nel presente lavoro si è utilizzato il modello elaborato da Merton (1981) e Merton-Henriksson (1981) e stimato da Henriksson (1984). Il modello assume che i gestori del fondo osservino un segnale correlato con l'andamento del mercato e, sulla base di tale informazione, decidano di modificare la rischiosità del proprio portafoglio; date tali assunzioni<sup>16</sup> gli autori dimostrano che la capacità di market-timing dei gestori di un portafoglio può essere ottenuta stimando la seguente equazione:

$$R_i - R_f = \alpha_i + \underline{b}'_i \underline{f} + \underline{\delta}'_i \text{put}(\underline{f}) + \varepsilon_i \quad (2)$$

dove  $\text{put}(\underline{f}) = \max(0, -\underline{f})$ .

Nella (2) il valore di  $\alpha_i$  rappresenta la componente (positiva o negativa) del rendimento che il gestore riesce a spuntare in eccesso al rischio del portafoglio grazie alle sue capacità di selectivity, mentre il valore di  $[\underline{\delta}'_i \text{put}(\underline{f})]$  indica la componente dovuta all'attività di market-timing operata; in particolare, valori positivi dei singoli elementi del vettore  $\underline{\delta}_i$  rispecchiano la capacità dei gestori di prevedere l'andamento dei premi al rischio sui fattori (per il CAPM la differenza tra rendimento del mercato azionario e quello dei BOT). Nel presente lavoro le stime della (2), effettuate da Henriksson (1984) utilizzando il CAPM, vengono estese anche

---

14. Cfr. Lehmann-Modest (1987) eq. 7.

15. Tale distorsione è dovuta alla correlazione, indotta dall'attività di market-timing da parte dei gestori, tra rischio sistematico del portafoglio e rendimento dei fattori; cfr. Grant (1977).

16. In realtà Merton e Henriksson utilizzano numerose altre assunzioni in aggiunta a quelle sopra citate.

all'APT<sup>16</sup>.

Sulla base della (2) e in regime di capitalizzazione nel continuo è possibile valutare la performance complessiva  $\gamma_i$  di ciascun fondo:

$$\gamma_i = \alpha_i + \delta_i' \underline{\pi} \quad (3)$$

dove gli elementi del vettore  $\underline{\pi}$  sono costituiti dai valori medi degli elementi del vettore  $\text{put}(f)$  nel periodo considerato.

### 3.2 I dati

La verifica effettuata riguarda tutti i fondi operanti alla fine del 1986 (60 in totale, di cui 5 azionari, 29 misti e 26 obbligazionari). Tale scelta ha permesso di coniugare le esigenze contrapposte di utilizzare un campione di fondi sufficientemente numeroso e un periodo di osservazione sufficientemente lungo; quest'ultimo va da gennaio 1987 a dicembre 1989<sup>17</sup>. I rendimenti dei singoli fondi sono stati calcolati sulla base dei valori unitari delle quote pubblicati da "IL SOLE 24 ORE", opportunamente rettificati per tener conto dei dividendi distribuiti.

L'equazione (1) è stata stimata sia con il CAPM che con l'APT.

In base all'equazione (2) è stata poi stimata la selettività dei singoli fondi (il coefficiente  $\alpha$ ) e la capacità dei gestori di effettuare con successo attività di market-timing (i coefficienti  $\delta$ ) e la performance complessiva - il valore di  $\gamma$  nella (3). In tutte le stime i rendimenti sono

---

16. L'utilizzo dell'equazione (2) in un modello con più fattori tra loro indipendenti costituisce una mera estensione del modello ricavato da Henriksson-Merton (1981) nel caso di un unico fattore. Una formulazione del modello con due fattori viene specificata e stimata in Henriksson (1984).

17. Il periodo comprende quindi il mese di ottobre 1987; al fine di valutare il peso del crash verificatosi in tale mese sui risultati delle stime, queste sono state replicate escludendo tale osservazione. I risultati sono risultati però sostanzialmente uguali.



calcolati su base mensile<sup>18</sup> in regime di capitalizzazione nel continuo e riportati ad anno.

### 3.3 Le stime dei premi al rischio

Il CAPM. Per il CAPM il premio al rischio è stato stimato utilizzando diverse definizioni di portafoglio di mercato, al fine di valutare la robustezza dei risultati; il rendimento privo di rischio ( $R_f$ ) è stato approssimato con il rendimento dei BOT a 3 mesi.

L'APT. Per l'APT, la stima dei premi al rischio è stata effettuata calcolando, con riferimento ai 92 titoli azionari ininterrottamente quotati nei giorni di fine mese solare dal dicembre 1978 al dicembre 1989 presso la Borsa Valori di Milano, i rendimenti mensili nel continuo, tenendo conto dei dividendi distribuiti e delle modifiche intervenute nella composizione del capitale. Utilizzando l'analisi fattoriale<sup>19</sup> sono stati poi stimati dalla matrice di covarianza dei rendimenti i factor-loadings (i coefficienti  $b_i$  della equazione (2) e dell'equazione (A1.3) nell'Appendice 1) di ciascun titolo rispetto ai singoli fattori, con il metodo della massima verosimiglianza.

La stima dei factor-loadings con il modello fattoriale richiede la specificazione del numero di fattori  $q$ . Il metodo della massima verosimiglianza consente di effettuare un likelihood ratio test - proposto da Lawley-Maxwell, (1971) - sulla validità del modello (e quindi del numero di fattori  $q$ ). L'ipotesi nulla è:

$$H_0: S = \Gamma\Gamma' + \Phi, \quad \text{dove } S \text{ è la matrice di covarianza dei rendimenti, } \Gamma \text{ è la matrice } (p \times q) \text{ dei}$$

---

18. Le stime del CAPM sono state effettuate anche su dati giornalieri; poichè nessuna delle conclusioni veniva modificata in maniera sostanziale, i risultati sono stati omessi.

19. Per una descrizione dell'Analisi Fattoriale Esploratoria si veda l'Appendice 2.

factor-loadings,  $\Phi$  è la matrice diagonale dei residui idiosincratici<sup>20</sup>;

l'ipotesi alternativa è

$H_1$ :  $S$  è una qualsiasi matrice ( $p \times p$ ) positiva definita e simmetrica.

La statistica è pari a:

$$\chi^2 = [n-1-(2p+5)/6-2q/3] \left[ \ln |\Gamma\Gamma' + \Phi| - \ln |S| \right] \quad (4)$$

con gradi di libertà  $k = [(p-q)^2 - (p-q)]/2$ .

Tuttavia, il test rappresenta solo un utile indicatore; in primo luogo, come risulta dalla (4), il suo valore dipende da  $n$ , il numero di mesi utilizzato; pertanto, al crescere dell'ampiezza del periodo considerato per la stima, aumenta anche la probabilità che il test determini un rifiuto del modello; al limite, ogni modello verrebbe rifiutato<sup>21</sup>. In secondo luogo, Drhymes-Friend-Gultekin (1984) hanno evidenziato la forte sensibilità dei risultati del test al numero di titoli utilizzati per le stime. Infine, nel caso in cui le condizioni di regolarità del modello fattoriale non fossero esattamente rispettate, l'inferenza statistica basata sulla (4) perderebbe validità<sup>22</sup>. Per queste ragioni numerosi autori hanno proposto di utilizzare il test  $\chi^2$  come un utile riferimento per valutare il grado di accostamento del modello piuttosto

---

20. Cfr. l'Appendice 2.

21. Per una simulazione che evidenzi la distorsione del test  $\chi^2$  verso l'accettazione di un numero di fattori maggiore di quello vero si veda Conway-Reinganum (1988).

22. In base a un esperimento Monte Carlo, Geweke-Singleton (1980) concludono che, quando le ipotesi di normalità e di linearità del modello non sono soddisfatte, il likelihood ratio test perde significatività anche in campioni numerosi.

che come un test formale di una data ipotesi<sup>23</sup>.

Al fine di determinare il numero di fattori, Conway-Reinganum (1988) utilizzano il metodo della cross-validation. In base a questa metodologia, le stime del modello fattoriale, ottenute con riferimento a un campione, vengono utilizzate per valutare il grado di accostamento del modello su un diverso campione. Al crescere del numero di coefficienti, la capacità previsiva del modello fattoriale aumenta, sino a quando esso diviene sovraspecificato; dopo tale punto, componenti di rischio specifico vengono incluse nella struttura fattoriale e gli errori di predizione aumentano. L'individuazione di tale punto risulta problematica all'interno dello stesso campione per le caratteristiche del test  $\chi^2$ , sopra accennate. Conway-Reinganum (1988) argomentano che l'utilizzo della cross-validation permette di superare tale problema; essi valutano la capacità previsiva del modello al di fuori del campione utilizzato per le stime con una variante della (4), in cui  $\Gamma$  e  $\Phi$  sono ottenuti dal primo campione e la matrice di covarianza dei rendimenti è quella del campione di verifica ( $S^*$ ):

$$\chi^2_{cv} = [n-1-(2p+5)/6-2q/3] [\ln|\Gamma'+\Phi| - \ln|S^*|] \quad (4.1)$$

Al fine di effettuare la cross-validation, nel presente lavoro i 92 titoli azionari sono stati divisi in due sottogruppi di uguale numerosità. Per ciascun gruppo il modello fattoriale è stato stimato utilizzando i rendimenti dei mesi dispari nel periodo dicembre 1978-dicembre 1989, variando il numero di fattori da 0 a 10. La capacità previsiva del modello è stata poi valutata sui mesi pari<sup>24</sup>; i risultati sono riporta

23. Joreskog (1978) e Joreskog-Sorbom (1989) suggeriscono di utilizzare il test per valutare il fit di due diversi modelli, prendendo a riferimento come indicatore la variazione del valore del test tra i due casi.

24. Questa scelta, che segue Conway-Reinganum (1988), permette di controllare il rischio che i coefficienti risultino instabili nel tempo.

ti nella tav. 4. Utilizzando la statistica (4), il valore medio del test  $\chi^2$  per i due gruppi diminuisce costantemente al crescere del numero di fattori, con un forte calo dopo l'introduzione del primo fattore; al livello di probabilità del 5 per cento il test indica 10 fattori in entrambi i gruppi.

Tav. 4

## ANALISI FATTORIALE SUI DUE GRUPPI DI 46 TITOLI

No. di fattori	LIKELIHOOD RATIO		CORRELAZIONE RESIDUA	
	Campione di stima(1)	Campione di controllo(2)	Campione di stima(3)	Campione di controllo(4)
0	2.426	2.485	154,5	197,2
1	1.397	1.548	8,5	25,7
2	1.269	1.517	6,7	24,3
3	1.180	1.499	5,6	26,3
4	1.083	1.498	4,6	26,8
5	1.000	1.508	3,7	27,7
6	923	1.509	3,1	28,0
7	853	1.526	2,6	28,3
8	791	1.568	2,3	28,7
9	725	1.625	1,9	28,9
10	669	1.744	1,8	29,3

- (1) Valore medio del test  $\chi^2$  (cfr. eq. 4) per i due gruppi di 46 titoli.  
 (2) Valore medio del test  $\chi^2_{cv}$  (cfr. eq. 4.1) per i due gruppi di 46 titoli.  
 (3) Somma dei quadrati dei valori degli elementi al di sotto della diagonale principale della matrice  $S-II'$ .  
 (4) Somma dei quadrati dei valori degli elementi al di sotto della diagonale principale della matrice  $S'-II'$ .

Nella cross-validation il valore della statistica (4.1) indica che il grado di accostamento del modello fattoriale migliora fino a quattro fattori, rimane sostanzialmente stabile nel modello a 5 e 6 fattori e inizia a peggiorare in maniera più sensibile a partire dall'introduzione del settimo fattore; il numero di fattori indicato da questa analisi appare pertanto compreso tra 4 e 6. Sulla base di questo risultato, nel presente lavoro le stime dell'APT saranno effettuate utilizzando un modello a 5 fattori; ciò si accorda con scelte

analoghe effettuate in numerosi altri lavori<sup>25</sup>. Tuttavia, occorre rilevare che, utilizzando come indicatore del grado di accostamento la correlazione non spiegata dal modello fattoriale<sup>26</sup>, i risultati risultano analoghi ma non in totale accordo con quelli appena visti: la correlazione residua, che nei campioni di stima diminuisce anch'essa costantemente, nella cross-validation aumenta, anche se in misura contenuta, già a partire dal terzo fattore (tav. 4).

Nella letteratura finanziaria i premi al rischio dell'APT sono stati stimati costruendo dei portafogli i cui rendimenti posseggano una correlazione massima con ciascun fattore comune e un rischio specifico minimo. Il metodo più largamente utilizzato per determinare la composizione dei portafogli è quello dei minimi quadrati generalizzati -cfr. ad esempio Roll-Ross (1980). Litzenberger-Ramaswamy (1979) hanno dimostrato che utilizzare i GLS per stimare i premi al rischio è equivalente a determinare i pesi di ciascun portafoglio  $\underline{w}_j$  ( $j=1, \dots, q$ ) in base alla (5):

$$\text{Min } \underline{w}'_j \Phi \underline{w}_j \quad (5)$$

$$\underline{w}_j$$

soggetto ai vincoli:

$$\underline{w}'_j \Gamma_k = 0 \quad \text{per } j \neq k$$

$$\underline{w}'_j \Gamma_k = 1 \quad \text{per } j = k$$

logia: Lehmann-Modest (1988) presentano una diversa metodo-

$$\text{Min } \underline{w}'_j \Phi \underline{w}_j \quad (6)$$

$$\underline{w}_j$$

25. Cfr. ad esempio Roll-Ross (1980), Chen-Roll-Ross (1986), Reinganum (1981), Hamao (1988). L'equazione (1) è stata stimata anche con un modello a 4 e a 6 fattori, senza che nessuno dei risultati contenuti nella tav. 6 subisse variazioni significative.

26. La correlazione residua è definita dagli elementi della matrice simmetrica  $(S - \Gamma\Gamma')$  al di sotto della diagonale principale. Nel testo e nella tavola 4 si farà riferimento alla somma dei quadrati di tali elementi.

soggetto ai vincoli

$$\underline{w}_j' \underline{\Gamma}_k = 0 \quad \text{per } j \neq k$$

$$\underline{w}_j' \underline{1} = 1$$

dove  $\underline{1}$  è un vettore con elementi tutti uguali a 1. La differenza tra i due metodi è data dal fatto che i GLS determinano uno stimatore corretto dei premi al rischio, mentre il metodo di Lehmann-Modest (1988) produce stime distorte. Tuttavia, poichè le variabili utilizzate nelle stime contengono degli errori di misurazione ( $\beta$  e  $\Gamma$  sono ricavati dalle stime del modello fattoriale), i vantaggi dei GLS potrebbero non sussistere più; in tal caso uno stimatore distorto potrebbe determinare portafogli con rendimenti maggiormente correlati con i fattori. I vantaggi della (6) rispetto ai GLS vengono illustrati in Lehmann-Modest (1985).

La procedura di minimizzazione determina 5 portafogli, ciascuno dei quali risponde a uno solo dei fattori. I rendimenti di questi portafogli sono ottenuti applicando i pesi  $\underline{w}_j$  ai rendimenti dei 92 titoli<sup>27</sup>.

### 3.4 I risultati

Per il CAPM l'equazione (1) è stata stimata utilizzando come portafoglio di mercato sia il Mib storico sia la media (semplice e ponderata) tra il Mib e l'indice Banca d'Italia dei CCT, dei quali la fig. 3 illustra l'andamento nel

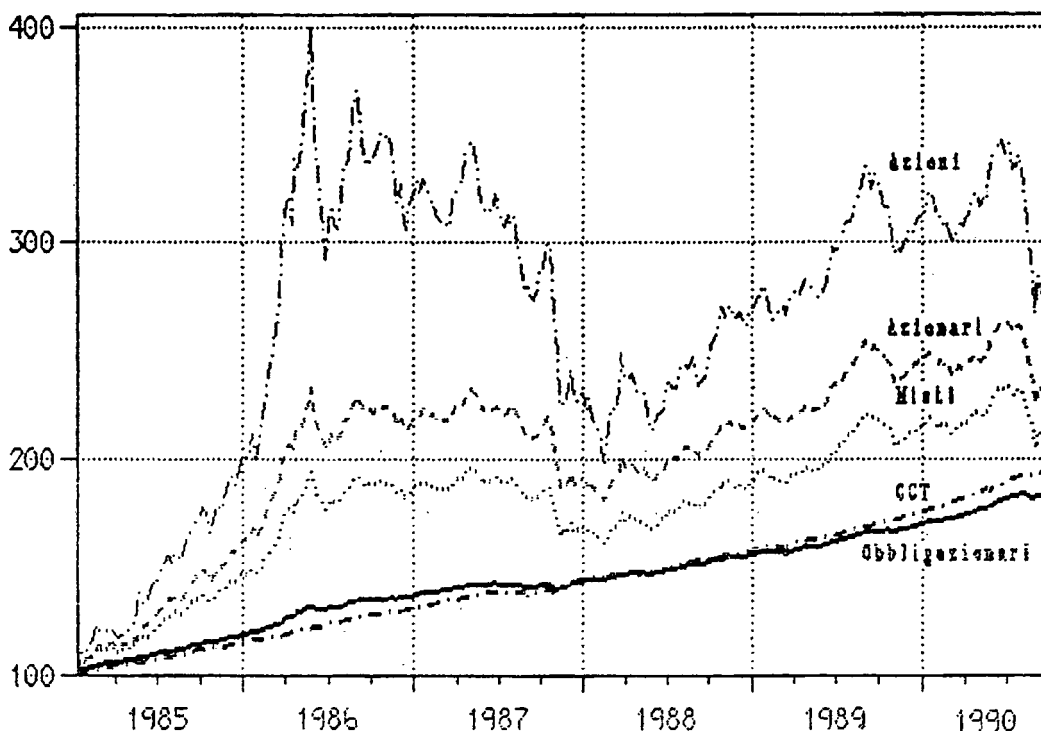
---

27. Poichè in regime di capitalizzazione nel continuo il rendimento di un portafoglio è diverso dalla media dei rendimenti dei singoli titoli, il rendimento dei 5 portafogli è stato calcolato come media dei rendimenti dei singoli titoli nel discreto e poi riportato a rendimento nel continuo. Questo accorgimento non ha tuttavia comportato alcuna variazione nei risultati.

periodo esaminato<sup>28</sup>.

FIG. 3

Investimenti sul mercato mobiliare:  
indici di capitalizzazione  
(base 100 al 31 dicembre 1984 - dati di fine settimana)



Nonostante l'ovvia diversità nella rischiosità media (il valore medio di  $\beta$ ) per ciascuna categoria di fondi nei tre casi presi in esame (tav. 5), i risultati delle stime di  $\alpha$  sono, dal punto di vista qualitativo, sostanzialmente in accordo tra loro<sup>29</sup>; le valutazioni di seguito effettuate relative

28. La scelta di utilizzare portafogli di mercato composti unicamente da titoli italiani è stata effettuata anche al fine di tener conto dei vincoli che nei primi anni di attività hanno limitato l'attività dei fondi sull'estero.

29. Nonostante che in alcuni casi siano state riscontrate variazioni di alcuni decimi di punto nelle stime, solo in un caso il valore medio dei coefficienti cambia di segno; in nessun caso è mutata la loro significatività.

STIME DI  $\alpha$  E  $\beta$  CON IL CAPM

$$R_i - R_f = \alpha + \beta_i (R_m - R_f) + \varepsilon_i$$

CATEGORIA	Mib			Mib-CCT Media semplice			Mib-CCT Media ponderata		
	$\alpha$	$\beta$	$R^2$	$\alpha$	$\beta$	$R^2$	$\alpha$	$\beta$	$R^2$
Azionari <sup>1</sup>	1,36 (3,6)	0,54 (0,09)	94	1,12 (3,5)	1,04 (0,18)	93	1,88 (3,5)	1,44 (0,25)	91
Misti <sup>1</sup>	-0,15 (2,0)	0,43 (0,06)	90	-0,32 (2,0)	0,83 (0,12)	90	0,30 (2,0)	1,16 (0,17)	89
Obbligazionari <sup>1</sup>	-1,55 (0,6)	0,10 (0,04)	40	-1,53 (0,6)	0,15 (0,08)	45	-1,38 (0,6)	0,21 (0,11)	48
Mib <sup>2</sup>	-	-	-	-0,5 (0,7)	1,96 (0,02)	99	4,9 (2,3)	3,1 (0,09)	96
CCT <sup>2</sup>	0,55 (0,7)	0,02 (0,01)	8	0,50 (0,7)	0,04 (0,01)	11	0,58 (0,6)	0,08 (0,02)	17

<sup>1</sup> I valori dei coefficienti  $\alpha$  e  $\beta$  e di  $R^2$  rappresentano la media dei valori dei singoli fondi. Tra parentesi è riportata la deviazione standard dei coefficienti stimati per i singoli fondi. I valori di  $\alpha$  sono espressi in termini di rendimenti percentuali nel continuo riportati ad anno; i valori di  $R^2$  sono espressi in termini percentuali.

<sup>2</sup> Tra parentesi è riportata la deviazione standard del coefficiente stimato.

Fondi misti:  $\chi^2(29)=38,5$       Fondi obbligaz.:  $\chi^2(26)=114,2^{**}$

Fondi azionari:  $\chi^2(5)=15,2^{**}$       Totale fondi:  $\chi^2(60)=168,2^{**}$

I test  $\chi^2$  riportati sono relativi all'ipotesi nulla che l'intercetta ( $\alpha$ ) sia contemporaneamente uguale a zero per tutti i fondi della categoria indicata - cfr. eq. (7). Il portafoglio di mercato utilizzato è composto dalla media semplice Mib-CCT. Il simbolo \* indica che l'ipotesi nulla viene rifiutata al 95% di probabilità; il simbolo \*\* indica un rifiuto al 99% di probabilità.



al CAPM verranno pertanto basate sul caso in cui il portafoglio di mercato è approssimato dalla media semplice tra Mib e CCT.

Il valore medio di  $\alpha$  è risultato positivo e superiore a un punto percentuale per i fondi azionari, vicino a zero per quelli misti e negativo per circa 1,5 punti percentuali per gli obbligazionari. La significatività dei risultati per l'intero settore (per il quale il valore medio di  $\alpha$  è pari a -0,72 punti percentuali) non è valutabile con il consueto test F, poichè il numero dei fondi (60 in totale) è maggiore del numero di mesi nel periodo di stima (36), e questo rende singolare la matrice di covarianza dei rendimenti dei fondi. A fronte dello stesso problema, nella precedente letteratura le procedure inferenziali sono state sostituite da statistiche descrittive della performance dei singoli fondi<sup>30</sup>. Nel presente lavoro la valutazione della significatività del valore di  $\alpha$  per l'intero settore è stata effettuata operando un pooling dei rendimenti dei 60 fondi in ciascun periodo e, per il CAPM, stimando la seguente equazione:

$$R_{it} - R_{ft} = \alpha_1 + \sum_{j=2}^{60} \alpha_j D_j + \beta_1 (R_{mt} - R_{ft}) + \sum_{j=2}^{60} \beta_j D_j (R_{mt} - R_{ft}) + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

$$\begin{aligned} t &= 1, \dots, 36 \\ i &= 1, \dots, 60 \end{aligned}$$

dove  $D_j = 1$  per il fondo  $i$ esimo  
 $= 0$  altrimenti.

e dove  $R_{it}$  è il rendimento dei singoli fondi e  $R_{mt}$  quello del mercato in ciascun periodo; per l'APT si è proceduto in maniera analoga. Sulla base dei risultati della (7) è stata verificata l'ipotesi nulla

$$H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_{60} = 0$$

La verifica è stata effettuata con un test F. Tutta-

---

30. Cfr. ad esempio Lehmann-Modest (1988).

via, in presenza di eteroschedasticità nei residui<sup>31</sup> l'inferenza basata su tale test è errata, poichè la matrice di covarianza degli stimatori è diversa da quella ottenuta con gli OLS. In tale caso, una corretta inferenza statistica sulle stime OLS, che rimangono consistenti, è possibile utilizzando una stima consistente della matrice di covarianza, ottenibile con il metodo descritto in White (1980); il test così ottenuto è distribuito come un  $\chi^2$  ed è valido asintoticamente<sup>32</sup>. Poiché i risultati dei due test sono quasi sempre in accordo tra loro<sup>33</sup>, nel seguito del lavoro si considererà il test  $\chi^2$ .

Il test è stato effettuato per l'intero campione e per le singole categorie di fondi. Per il totale dei fondi il valore del test, pari a 168,2 (tav. 5), implica un rifiuto dell'ipotesi nulla. Per le singole categorie di fondi, i risultati delle stime risultano significativi per i fondi obbligazionari e azionari, mentre per quelli misti non è possibile rifiutare l'ipotesi nulla che gli  $\alpha$  siano tutti uguali a zero. È utile notare l'accordo tra il livello di rischio assunto dai fondi e la loro classificazione: i valori più elevati del  $\beta$  sono stati mediamente registrati dai fondi azionari, seguiti dai misti e dagli obbligazionari.

---

31. La possibilità che i residui risultino eteroschedastici viene accresciuta dal pooling effettuato.

32. Cfr. Spanos (1986). In alternativa alla procedura sopra descritta, si sarebbe potuto rimuovere l'eteroschedasticità nei residui. Tuttavia, Hsieh (1983), sulla base di un esperimento di tipo Monte Carlo, rileva la scarsa potenza dei tests di eteroschedasticità; poichè l'errore determinato dal trattare i residui come eteroschedastici nel caso in cui siano in realtà omoschedastici risulta molto meno rilevante di quello che si commetterebbe nel caso opposto, Hsieh suggerisce la procedura qui utilizzata. La perdita di efficienza che ne deriva risulta contenuta anche nel caso in cui i residui siano in realtà omoschedastici - cfr. anche Lehmann-Modest (1987).

33. La correzione di White sulla matrice di covarianza risulta infatti contenuta.

La tav. 6 riporta i risultati delle stime dell'equazione (1) con l'APT.

Il valore medio di  $\alpha$  risulta negativo per i fondi misti (-1,49 per cento su base annua) e per quelli obbligazionari (-1.19 per cento); per questi ultimi il test  $\chi^2$  indica un rifiuto dell'ipotesi nulla all'1 per cento di probabilità. A differenza del CAPM, il valore di  $\alpha$  è mediamente negativo anche per i fondi azionari.

Tav. 6

STIME DI  $\alpha$  CON L' A P T

$$R_i - R_f = \alpha + \sum_{k=1}^5 b_{ik} f_k + \varepsilon_i$$

	$\alpha$ (d.s.)	$R^2$	(§) H : $\alpha=0$ 0
Azionari <sup>1</sup>	-0,76 (2,6)	93,8	$\chi^2(5) = 12,9 *$
Misti <sup>1</sup>	-1,49 (2,0)	90,8	$\chi^2(29) = 53,9$
Obbligazionari <sup>1</sup>	-1,19 (0,9)	48,4	$\chi^2(26) = 47,4 **$
Mib	-2,8	98,5	t = -1,6
CCT	1,42	36,2	t = 1,4

<sup>1</sup> I valori dei coefficienti  $\alpha$  e di  $R^2$  rappresentano le medie dei valori stimati per i singoli fondi; tra parentesi è riportata la deviazione standard dei coefficienti stimati per i singoli fondi.

(§) Nella colonna sono riportati i valori del test  $\chi^2$  per l'ipotesi nulla che gli  $\alpha$  per i singoli fondi di ciascuna categoria siano contemporaneamente uguali a zero - cfr. eq. (7). Per il Mib e i CCT sono riportati i valori del test t. Il simbolo \* indica che l'ipotesi nulla viene rifiutata al 95% di probabilità; il simbolo \*\* indica che essa viene rifiutata al 99% di probabilità.

Totale fondi :  $\chi^2(60) = 114,5 **$

Il coefficiente  $\alpha$  è stato stimato anche per i CCT, con riferimento ai rendimenti ex-post calcolati sulla base dell'indice Banca d'Italia. Sia con il CAPM sia con l'APT la performance dei CCT risulta positiva, anche se non significativamente diversa da zero.

Il confronto tra i risultati ottenuti con il CAPM e l'APT è illustrato nella tav. 7.

Tav. 7

STIME DI  $\alpha$  : CONFRONTO CAPM - APT (\*)

	AZIONARI	MISTI	OBBLIGAZIONARI
$\alpha$ > 0 CAPM	3	12	-
$\alpha$ > 0 APT	1	5	1
$\alpha$ Significativo <sup>1</sup> CAPM	1+	1+,1-	12-
$\alpha$ Significativo <sup>1</sup> APT	1+ , 1-	5-	2-

(\*) L'APT è stato stimato con 5 fattori; il portafoglio di mercato del CAPM è costituito dalla media semplice Mib-CCT.

<sup>1</sup> Numero di Fondi per i quali il valore del test t, corretto per eteroschedasticità (White, 1980) è maggiore del valore critico al 95% di probabilità.

Con l'APT il numero di fondi con  $\alpha$  positivo diminuisce, come pure il numero di fondi con  $\alpha$  significativo. Le differenze più rilevanti si riscontrano per i fondi obbligazionari (per i quali i valori di  $\alpha$  significativamente inferiori a zero diminuiscono da 12 a 2) e per quelli misti. Tale differenza deriva dalla più completa rappresentazione della struttura fattoriale dei rendimenti dei fondi più strettamente connessi con il mercato obbligazionario fornita dall'APT ri-

spetto al CAPM<sup>34</sup>.

Eliminando la distorsione indotta dall'omissione del termine che rappresenta l'attività di market-timing dei gestori, la selettività dei fondi (i valori stimati degli  $\alpha$ ) aumenta (tav. 8).

Tav. 8

SELETTIVITÀ DEI FONDI COMUNI ITALIANI (§)

$$R_i - R_f = \alpha + \sum_{k=1}^5 b_{ik} f_k + \sum_{k=1}^5 \delta_{ik} \text{put}(f_k) + \varepsilon_i$$

$\alpha$ CAPM	AZIONARI	MISTI	OBBLIGAZION.	TOTALE
Val. medio	1,99	0,74	-0,61	0,25
Dev. stand.	3,5	3,0	1,0	2,5
Positivo	4	16	7	27
Signif. <sup>1</sup>	1+	1+, 1-	-	2+, 1-
<sup>2</sup>	<sup>2</sup>	<sup>2</sup>	<sup>2</sup>	<sup>2</sup>
Test $\chi^2$	$\chi(5)=5,6$	$\chi(29)=38,0$	$\chi(26)=16,2$	$\chi(60)=60,7$
$\alpha$ APT				
Val. medio	7,2	6,0	0,9	3,9
Dev. stand.	2,8	3,6	1,7	3,8
Positivo	5	27	19	51
Signif. <sup>1</sup>	3+	12+	-	15+
<sup>2</sup>	<sup>2</sup>	<sup>2</sup>	<sup>2</sup>	<sup>2</sup>
Test $\chi^2$	$\chi(5)=15,4^{**}$	$\chi(29)=95,3^{**}$	$\chi(26)=11,8$	$\chi(60)=112,6^{**}$

(§) Il portafoglio di mercato del CAPM è costituito dalla media semplice Mib-CCT. L'APT è stato stimato con 5 fattori.

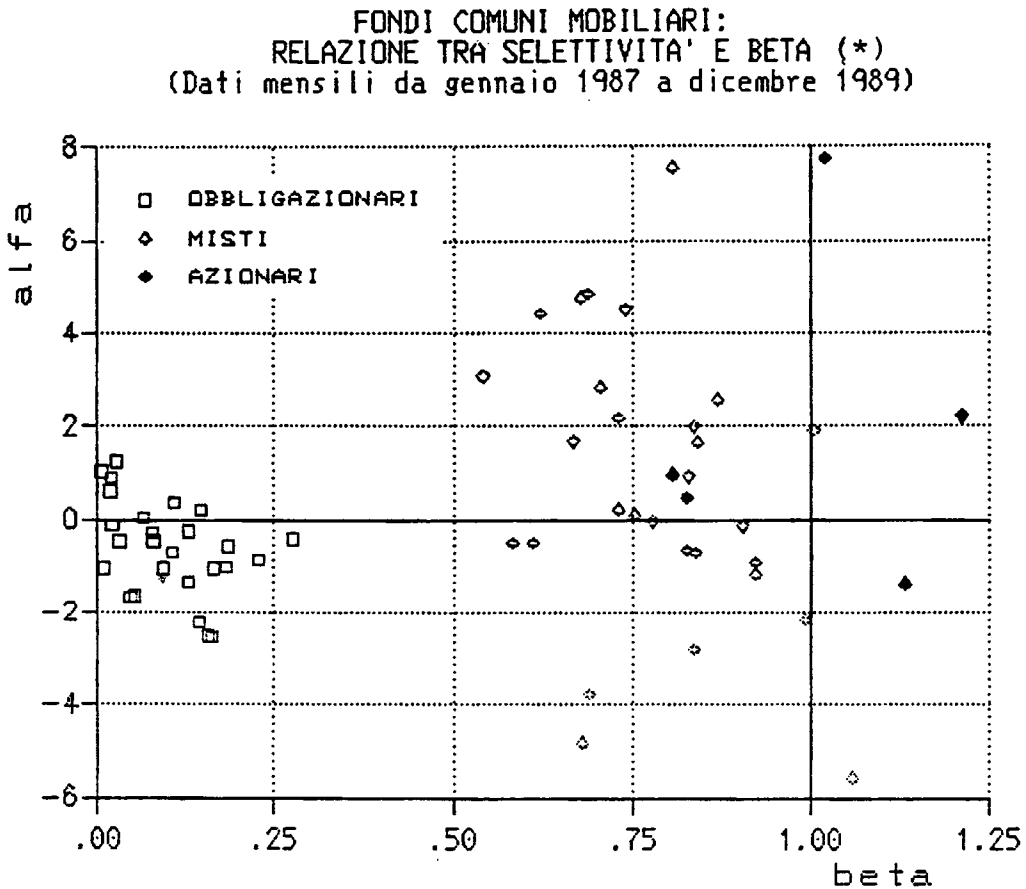
<sup>1</sup> Numero di fondi per i quali il test t, corretto per eteroschedasticità (White, 1980) è maggiore del valore critico al 95% di probabilità.

<sup>2</sup> Cfr. eq. (7); il simbolo \* indica che l'ipotesi nulla viene rifiutata al 95% di probabilità; il simbolo \*\* indica che essa viene rifiutata al 99% di probabilità.

34. Negli studi volti a identificare i fattori del mercato azionario si è riscontrata la rilevanza di numerose variabili del mercato obbligazionario, quali ad esempio il livello dei tassi d'interesse o la pendenza della curva dei rendimenti per scadenza.

Con il CAPM il valore medio dell' $\alpha$  risulta non significativo per ciascuna categoria e per il totale del settore (l' $\alpha$  è significativo solo per 3 fondi; per uno di essi è negativo). La relazione tra il livello di  $\beta$  e quello di  $\alpha$  per i singoli fondi non è definita univocamente, poiché ai valori più elevati di  $\beta$  corrispondono valori di  $\alpha$  maggiormente positivi, ma anche una maggiore dispersione (fig. 4).

FIG. 4



(\*) Il portafoglio di mercato è dato dalla media semplice di azioni (MIB) e CCT. Valori percentuali riportati ad anno.

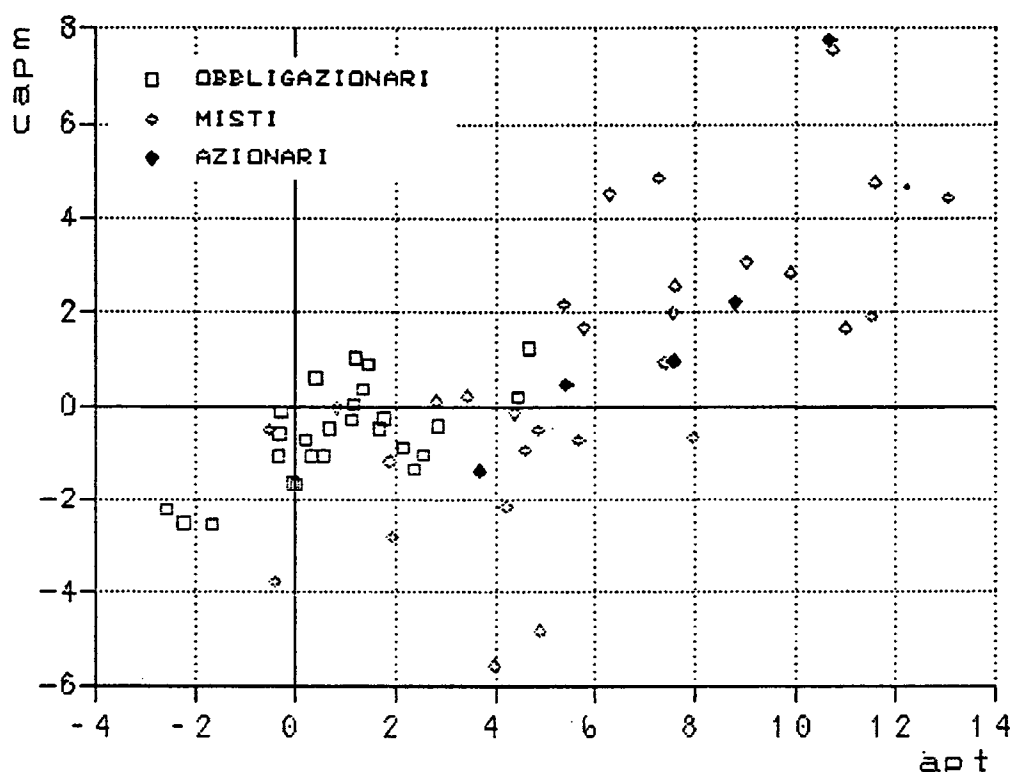
Misurati con l'APT, i guadagni derivanti dalla capacità dei fondi di selezionare i singoli titoli risultano più elevati: 7,2 per cento su base annua per i fondi azionari e 6,0 per cento per i misti; per entrambe queste categorie i valori dei coefficienti sono statisticamente significativi all'1 per cento di probabilità. Per i fondi obbligazionari il

valore medio di  $\alpha$ , anch'esso positivo, non risulta statisticamente significativo. Nel complesso, l' $\alpha$  è positivo e statisticamente significativo per 15 dei 60 fondi (nessuno dei quali obbligazionario).

Dal confronto tra le stime di  $\alpha$  per i singoli fondi con il CAPM e l'APT (fig. 5) si rileva che, nonostante i valori siano legati da una relazione positiva, in numerosi casi il segno delle stime risulta mutato.

FIG. 5

FONDI COMUNI MOBILIARI:  
 RELAZIONE TRA SELETTIVITA' CON CAPM E APT (\*)  
 (Dati mensili da gennaio 1987 a dicembre 1989)



(\*) Valori percentuali riportati ad anno. L'APT è stato stimato con 5 fattori.

La capacità dei fondi di operare attività di market-timing - individuata dal coefficiente  $\delta$  nella equazione (2) - risulta praticamente nulla con il CAPM (cfr. tav. 9): la media dei valori stimati è molto vicina allo zero per tutte le

categorie, e nei 4 casi in cui il coefficiente  $\delta$  risulta significativo esso assume segno negativo.

In base al valore del test  $\chi^2$ , effettuato con la stessa metodologia della (4), non è possibile rifiutare l'ipotesi che la capacità per il settore nel suo complesso di prevedere i movimenti del portafoglio di riferimento sia nulla.

Tav. 9

**MARKET TIMING: CAPM (§)**

$\delta$ CAPM	AZIONARI	MISTI	OBBLIGAZIONARI	TOTALE
Val. medio	→0,06	-0,08	-0,07	-0,07
Dev. stand.	0,08	0,2	0,07	0,15
Positivo	1	9	6	16
Significativo <sup>1</sup>	-	1-	3-	4-

(§) Il portafoglio di mercato del CAPM è costituito dalla media semplice Mib-CCT.

<sup>1</sup> Numero di fondi per i quali il test t, corretto per eteroschedasticità (White, 1980) è maggiore del valore critico al 95% di probabilità.

Totale Fondi:  $\chi^2(60) = 75,7$

I valori stimati di  $\gamma$  per i singoli fondi - la differenza tra il rendimento ottenuto e quello richiesto in equilibrio dal livello di rischio registrato; cfr. eq. (3) - sono riassunti nella tav. 10.

Secondo il CAPM, i fondi azionari hanno registrato un rendimento che ha superato il valore richiesto dalla loro rischiosità di circa 0,85 punti percentuali, mentre per i fondi misti e obbligazionari tale valore è risultato inferiore a



zero (rispettivamente pari a -0,60 e -1,78 punti percentuali); per l'intero settore il valore di  $\gamma$  è stato negativo per circa 1 punto percentuale. Solo la performance dei fondi obbligazionari risulta statisticamente significativa, mentre per le restanti categorie e per il totale del settore il valore medio di  $\gamma$  è inferiore a due volte la sua deviazione standard.

Con l'APT il valore medio di  $\gamma$  è inferiore a zero (-1,4 punti percentuali) ma non significativo. Il parametro risulta mediamente negativo per tutte le singole categorie e statisticamente significativo solo per i fondi obbligazionari.

Tav. 10

**PERFORMANCE DEI FONDI COMUNI MOBILIARI ITALIANI**

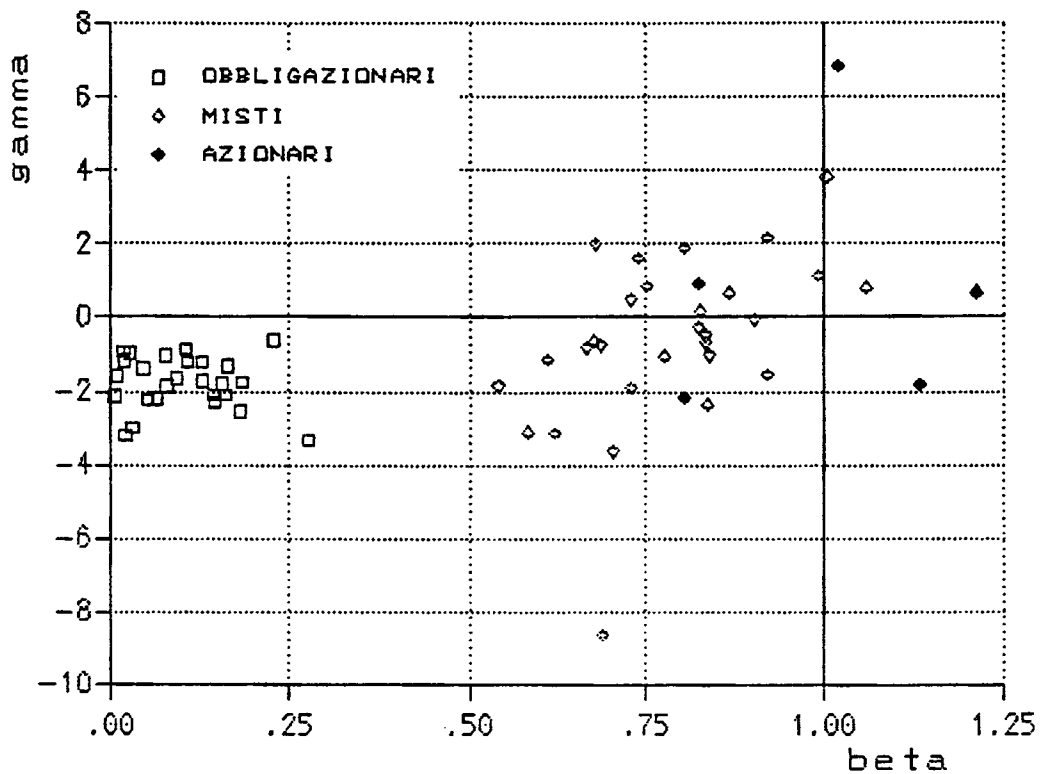
$$\gamma_i = \alpha_i + \sum_{k=1}^q \delta_{ik} \text{put}(f_k)$$

$\gamma$	AZIONARI	MISTI	OBBLIGAZIONARI	TOTALE
<b><math>\gamma</math> CAPM</b>				
Val. medio	0,85	-0,60	-1,78	-0,98
Dev. stand	3,16	2,3	0,73	2,08
Positivo	3	11	0	14
<b><math>\gamma</math> APT</b>				
Val. medio	-0,60	-1,3	-1,7	-1,4
Dev. stand	2,3	2,1	0,85	1,7
Positivo	1	5	-	6

I valori di  $\gamma$  con il CAPM presentano una maggior dispersione al crescere del rischio dei fondi (fig. 6); gli unici valori positivi (relativi a fondi azionari e misti) sono ottenuti dai gestori che hanno scelto i livelli di rischio più elevati.

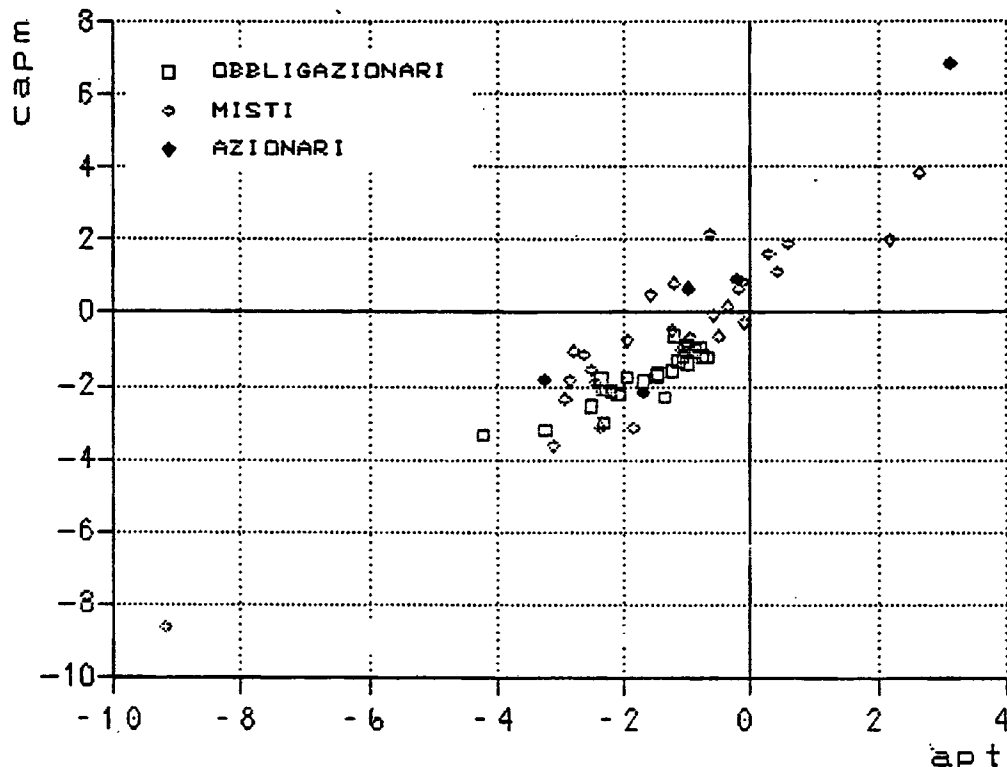
Infine, il confronto tra la performance al netto del rischio con i due modelli indica che l'approssimazione fornita dal CAPM è sufficientemente vicina ai risultati dell'APT. La fig. 7 evidenzia come i valori di  $\gamma$  siano distribuiti intorno alla retta di 45 gradi.

**FONDI COMUNI MOBILIARI: FIG. 6**  
**RELAZIONE TRA PERFORMANCE COMPLESSIVA E BETA (\*)**  
 (Dati mensili da gennaio 1987 a dicembre 1989)



(\*) Il portafoglio di mercato è dato dalla media semplice di azioni (MIB) e CCT. Valori percentuali riportati ad anno.

**FONDI COMUNI MOBILIARI: FIG. 7**  
**RELAZIONE TRA PERFORMANCE COMPLESSIVA CON CAPM E APT (\*)**  
 (Dati mensili da gennaio 1987 a dicembre 1989)



(\*) Valori percentuali riportati ad anno. L'APT è stato stimato con 5 fattori.

Inoltre, la bassa rank-correlation tra le due serie (pari a 0,28 per il complesso dei fondi) è scarsamente indicativa, poichè è dovuta alla forte concentrazione dei valori di  $\gamma$ <sup>36</sup>: una differenza di pochi decimi di punto nel valore stimato di  $\gamma$  determina un movimento di numerosi posizioni nella graduatoria dei fondi; in termini assoluti, la differenza media tra  $\gamma_{CAPM}$  e  $\gamma_{APT}$  risulta contenuta: essa è inferiore a 70 centesimi di punto per il totale del settore, risultando leggermente superiore per i fondi azionari e misti e inferiore per gli obbligazionari. L'APT fornisce inoltre una valutazione della performance dei fondi più conservatrice rispetto al CAPM: in nessun caso valori di  $\gamma$  negativi con il CAPM divengono positivi con l'APT, mentre l'opposto accade in 8 casi.

In conclusione, i risultati ottenuti includendo l'effetto del market-timing sono più favorevoli, per i fondi, di quelli ottenuti con il semplice CAPM o APT e concordano con i precedenti studi sui mercati italiani ed esteri. Con entrambi i modelli i rendimenti dei fondi non risultano significativamente diversi da quelli richiesti in equilibrio dal loro livello di rischio; contemporaneamente però la performance al netto del rischio risulta mediamente negativa, in conseguenza dell'effetto positivo della capacità di selezione del portafoglio e di quello di segno opposto dell'attività di market-timing.

Infine, per quanto riguarda le singole categorie di fondi, l'analisi ha posto in luce i migliori risultati, nel periodo in esame, dei fondi azionari rispetto ai misti e agli obbligazionari.

---

36. Sia con il CAPM che con l'APT i valori di  $\gamma$  sono compresi tra -4 e +2 per cento per 55 dei 60 fondi.

Appendice 1Il Capital Asset Pricing Model e l'Arbitrage Pricing Theory

Data la consuetudine dell'utilizzo del CAPM nella letteratura finanziaria, la formulazione di quest'ultimo verrà solo delineata, mentre verrà dedicato maggior spazio all'APT.

In base al CAPM i rendimenti attesi su un titolo (o su un portafoglio) sono determinati dalla relazione:

$$E(R_i) = R_f + \beta_i [E(R_m) - R_f] \quad (A1.1)$$

dove  $R_i$  = rendimento del titolo o del portafoglio iesimo;  
 $R_f$  = rendimento privo di rischio;  
 $R_m$  = rendimento del "portafoglio di mercato";  
 $\beta_i$  =  $\text{cov}(R_i, R_m) / \text{var}(R_m)$  costituisce il rischio del titolo iesimo;

Nel CAPM il premio al rischio che gli investitori richiedono su ciascun titolo ( $E(R_i) - R_f$ ) è proporzionale al premio sul portafoglio di mercato ( $E(R_m) - R_f$ ), dove il fattore di proporzionalità è dato dal rischio del titolo in rapporto al mercato ( $\beta_i$ ). Il CAPM è un modello di equilibrio del mercato; la sua validità richiede che la funzione di utilità degli investitori sia quadratica o che, alternativamente, i rendimenti dei titoli siano distribuiti normalmente<sup>36</sup>.

L'APT, derivata da Ross (1976, 1977) è basata sul principio dell'arbitraggio, utilizzato per la prima volta nella letteratura finanziaria in Modigliani-Miller (1969). L'idea fondamentale dell'APT è che in un mercato efficiente non possano persistere opportunità di arbitraggio<sup>37</sup> e che i

---

36. Per una rassegna completa del Capm e delle sue assunzioni si veda Huang-Litzemberger (1988).

37. La prova dell'inesistenza di un equilibrio in presenza di arbitraggio è contenuta in Ingersoll (1987), cap. 2, pag. 52.

rendimenti dei titoli siano una funzione lineare di un limitato numero di fattori comuni:

$$R_i = E(R_i) + b_{i1} f_1 + b_{i2} f_2 + \dots + b_{iq} f_q + \varepsilon_i \quad (A1.2)$$

dove  $f_m$  ( $m=1, \dots, q$ ) rappresenta il fattore (rischio sistematico);  
 $b_{im}$  è la sensitività del titolo  $i$  al fattore  $m$ ;  
 $\varepsilon_i$  è la componente di rischio tipica della singola impresa (rischio idiosincratico).

Inoltre

$$E(f_m) = E(\varepsilon_i) = E(\varepsilon_i f_m) = 0$$

$$E(f_m f_s) = 0 \quad \text{per } m \neq s$$

Il rischio idiosincratico ( $\varepsilon_i$ ) si assume di ordine infinitesimale rispetto al rischio sistematico. In un mercato efficiente solo la variazione non anticipata dei fattori influenza i rendimenti. La conclusione più importante dell'APT è che in un'economia con un numero sufficientemente elevato di titoli vale la seguente relazione:

$$E(R_i) = R_f + \lambda_1 b_{i1} + \lambda_2 b_{i2} + \dots + \lambda_q b_{iq} \quad (A1.3)$$

dove i  $\lambda$  rappresentano i premi al rischio sui fattori.

In Ross (1976, 1977) la (A1.3) viene derivata con un argomento euristico. Le assunzioni sottostanti la forma più stilizzata del modello sono le seguenti:

- 1) i mercati dei capitali operano in regime di concorrenza;
- 2) gli investitori hanno aspettative omogenee sui rendimenti;
- 3) i rendimenti sono generati da un modello lineare a  $q$  fattori, come descritto nella (A1.2);
- 4) il numero di titoli ( $n$ ) è molto superiore a quello dei fattori ( $q$ );
- 5) le componenti idiosincriche del rischio di ciascun titolo ( $\varepsilon$ ) hanno varianza finita e sono tra loro indipendenti:  
 $E(\varepsilon_i \varepsilon_j) = 0$  per  $i \neq j$ .

Si consideri un portafoglio  $\underline{x}$  composto da  $n$  titoli, e si definisca  $x_i$  ( $i=1..n$ ) la quota investita in ciascun titolo.

Il rendimento del portafoglio è dato da

$$R_x = \underline{x}' \underline{E} + f_1 \underline{x}' \underline{b}_1 + \dots + f_q \underline{x}' \underline{b}_q + \underline{x}' \underline{\varepsilon} \quad (\text{A1.4})$$

dove  $\underline{E}$  è il vettore dei rendimenti attesi sui singoli titoli.

Il peso  $x_i$  di ciascun titolo nel portafoglio può essere scelto in modo tale che

- a)  $\underline{x}$  sia un "arbitrage portfolio", cioè un portafoglio con pesi dei singoli titoli sia positivi che negativi, ma con un investimento netto complessivo nullo:

$$\underline{x}' \underline{1} = 0 \quad (\text{A1.5})$$

- b) il rendimento del portafoglio non sia influenzato dai rischi sistematici (i fattori):

$$\underline{x}' \underline{b}_1 = \underline{x}' \underline{b}_2 = \dots = \underline{x}' \underline{b}_q = 0 \quad (\text{A1.6})$$

Inoltre, se le componenti di rischio idiosincratiche sono tra loro indipendenti, in un portafoglio "diversificato"<sup>38</sup> secondo la legge dei grandi numeri

$$\underline{x}' \underline{\varepsilon} \rightarrow 0 \quad \text{se} \quad n \rightarrow \infty \quad (\text{A1.7})$$

Poichè il portafoglio  $\underline{x}$  così formato è privo di rischio e richiede un investimento nullo, affinché non esistano opportunità di arbitraggio il suo rendimento deve essere pari a zero:

$$R_x = \underline{x}' \underline{E} = 0 \quad (\text{A1.8})$$

---

38. Ross (1977) definisce "a well diversified portfolio" come uno in cui il peso di ciascun titolo è approssimativamente di ordine  $1/n$ . Ingersoll (1984) definisce un portafoglio ben diversificato come uno in cui  $\lim_{n \rightarrow \infty} \underline{x}' \underline{\Omega} \underline{x} = 0$ ,

dove  $\underline{\Omega} = E(\underline{\varepsilon} \underline{\varepsilon}')$  e chiarisce che "... quali portafogli sono diversificati dipende dalla struttura fattoriale del modello".

Quindi, ogni portafoglio  $\underline{x}$  ortogonale al vettore  $\underline{1}$  e ai vettori dei factor loadings ( $\underline{b}_m$ ) è ortogonale al vettore dei rendimenti attesi  $\underline{E}$ . Pertanto,  $\underline{E}$  può essere espresso come combinazione lineare di  $\underline{1}$  e di ciascuno dei vettori  $\underline{b}_m$ , ed esiste un insieme di  $q+1$  costanti  $\lambda_0, \lambda_1, \dots, \lambda_q$  tale che:

$$E(R_i) \approx \lambda_0 + \lambda_1 b_{i1} + \lambda_2 b_{i2} + \dots + \lambda_q b_{iq} \quad (A1.9)$$

Per un titolo privo di rischio, con rendimento  $R_f$ ,  $b_{fm}=0$  per ogni  $m$ . Quindi dalla (A1.9)  $R_f = \lambda_0$ , e

$$E(R_i) \approx R_f + \lambda_1 b_{i1} + \lambda_2 b_{i2} + \dots + \lambda_q b_{iq} \quad (A1.10)$$

I  $\lambda$  rappresentano i premi al rischio su ciascun fattore. Si consideri un portafoglio con  $\underline{x}'\underline{1} = 1$  e con

$$\begin{aligned} \underline{x}' \underline{b}_m &= 1 \text{ per } m=1 \\ &= 0 \text{ per } m \neq 1 \end{aligned}$$

e cioè un portafoglio con sensitività unitaria rispetto a un fattore e nulla rispetto agli altri. Dalla (A1.10) il premio al rischio su tale portafoglio sarà:

$$E^1 - R_f = \lambda_1$$

Procedendo allo stesso modo per ciascun fattore, la (A1.10) può essere riscritta

$$E(R_i) - R_f \approx (E^1 - R_f) b_{i1} + \dots + (E^q - R_f) b_{iq} \quad (A1.11)$$

La (A1.10) costituisce la relazione fondamentale dell'APT: il premio al rischio su ciascun titolo è dato dalla media ponderata dei premi al rischio sui singoli fattori, con ponderazioni pari alla sensitività dei titoli ai fattori. Se i rendimenti dei titoli non sono situati sull'iperpiano descritto dalla (A1.10) allora sul mercato esisterebbero delle opportunità di arbitraggio e nessun equilibrio sarebbe possibile.

Appendice 2L'Analisi Fattoriale Esploratoria

Lo scopo dell'analisi fattoriale esploratoria (AFE) è quello di spiegare la covarianza tra un insieme di  $p$  variabili  $x_1 \dots x_p$  (i rendimenti dei titoli azionari) che sono state osservate su un gruppo di  $n$  individui (il numero di mesi nel campione) utilizzando un gruppo di  $q < p$  variabili latenti  $f_1 \dots f_q$  (i fattori).

La relazione tra le variabili osservate e i fattori si assume approssimativamente lineare:

$$\underline{x} = \underline{\mu} + \Gamma \underline{f} + \underline{e} \quad (\text{A2.1})$$

dove  $\underline{x}' = (x_1, \dots, x_p)$

$\underline{\mu}' = (\mu_1, \dots, \mu_p)$  è un vettore di costanti;

$\underline{f}' = (f_1, \dots, f_q)$  è un vettore di variabili casuali;

$\underline{e}' = (e_1, \dots, e_p)$  è un vettore di variabili casuali;

$\Gamma = (\underline{\Gamma}_1, \dots, \underline{\Gamma}_q)$  è la matrice ( $p \times q$ ) dei factor loadings.

$E(\underline{e}\underline{e}') = \Phi = \text{diag}(\phi_1^2, \dots, \phi_p^2)$  e  $E(\underline{e}'\underline{f}) = 0$  (si assume quindi che i residui non siano correlati tra loro e con i fattori).

$$E(\underline{e}) = E(\underline{f}) = 0$$

$$E(\underline{f}\underline{f}') = \Omega = I$$

Date le precedenti assunzioni risulta definita la relazione che lega la matrice di covarianza di  $\underline{x}$  (la matrice  $S$ ) alla matrice dei factor loadings ( $\Gamma$ ):

$$S = \Gamma \Gamma' + \Phi \quad (\text{A2.2})$$



Tra i metodi di stima dei coefficienti della (A2.2), il più efficiente è quello della massima verosimiglianza, che fornisce stime consistenti dei parametri. Se le variabili osservate (i rendimenti dei titoli) sono distribuite normalmente, con  $\underline{x} \sim N(\underline{\mu}, \Gamma' + \Phi)$ , la matrice di covarianza  $S$  segue una distribuzione di Wishart<sup>39</sup>. Il logaritmo della funzione di verosimiglianza risulterà pertanto:

$$L = \ln C + (1/2) (n-p-1) \ln |S| - (1/2) \ln |\Gamma' + \Phi| - (1/2) \text{tr}(\Gamma' + \Phi)^{-1} S \quad (\text{A2.3})$$

Massimizzando la (A2.3) rispetto a  $\Gamma$  e  $\Phi$  si ottengono due equazioni simultanee, che devono essere risolte numericamente<sup>40</sup>.

---

39. Ogni matrice simmetrica e positiva definita  $P$  che può essere trasformata nella somma  $\sum_{i=1}^n y_i' y_i$  dove gli  $y_i'$  sono vettori di  $p$  componenti tali che  $y_i \sim N(0, Z)$ , segue una distribuzione di Wishart, definita dalla seguente espressione:

$$w(P, Z, n) = C |P|^{(n-p-1)/2} |Z|^{-n/2} \exp[-n/2 \text{tr}(Z^{-1}P)].$$

40. I dettagli della massimizzazione della (A2.3) sono contenuti in Morrison (1967). Lawley (1942) propose i primi algoritmi di soluzione numerica della (A2.3), che non garantivano tuttavia la convergenza per problemi di dimensioni elevate (cfr. Harman, 1960). Il superamento di tali problemi è stato reso possibile grazie alla procedura a due stadi proposta da Joreskog (1967).

## Bibliografia

- BACCOLINI, R. - LUSIGNANI, G. (1989) Politiche di investimento, performance e rischio dei fondi comuni di investimento italiani nei primi cinque anni di attività, in Assofondi, "Quaderni di documentazione e ricerca", n. 4.
- BORDI, P. - ERZEGOVESI, L. (1990) Performance dei fondi comuni mobiliari, "Quaderni di Ricerca BNL", febbraio.
- BURMEISTER, E. - MCELROY, M. (1988), Joint Estimation of Factor Sensitivities and Risk Premia for the Arbitrage Pricing Theory, "Journal of Finance", vol. 43, 721-735.
- CESARINI, F. (1983) Fondi comuni di investimento e struttura del mercato mobiliare italiano, "Banche e Banchieri" n. 12, 1017-1027.
- CHEN, N. - ROLL, R. - ROSS, S. (1986), Economic Forces and the Stock Market, "Journal of Business", n. 59, 383-401.
- CONNOR, G. - KORAJCZYCK, R. (1986), Performance Measurement with the Arbitrage Pricing Theory: A New Framework for Analysis, "Journal of Financial Economics" n. 15, 373-394.
- CONWAY, D. - REINGANUM, M. (1988), Stable Factors in Security Returns: Identification and Cross Validation, "Journal of Business & Economic Statistics", vol. 6, 1-15.
- DRHYMES, P. - FRIEND, I. - GULTEKIN, B. (1984), A Critical Reexamination of the Empirical Evidence on the Arbitrage Pricing Theory, "Journal of Finance", vol. 39, 323-346.
- DYBVIG, P. - ROSS, S. - (1985), Differential Information and Performance Measurement Using a Security Market Line, "Journal of Finance", vol. 40, 383-399.
- FAMA, E. (1972), Components of Investment Performance, "Journal of Finance", vol. 27, 551-566.
- FERRERO, D. (1983), I fondi di investimento di diritto italiano. Prime considerazioni sulla legge istitutiva (l. 23 marzo 1983, n.77), "Studi e Ricerche" n. 4, 121-133.
- FERRETTI, R. - MURGIA, M. (1990), Le performances dei fondi comuni di investimento italiani, "Finanza Imprese e Mercati", n. 1, 89-140.

- GEWEKE, J. - SINGLETON, K. (1980), Interpreting the Likelihood Ratio Statistic in Factor Models When Sample Size is Small, "Journal of the American Statistical Association", vol. 75, 133-137.
- GRANT, D. (1977), Portfolio Performance and the Cost of Timing Decisions, "Journal of Finance", vol. 32, 837-846.
- HARMAN, H. (1960) Modern Factor Analysis, Chicago, University of Chicago Press.
- HAMAO, Y. (1988) An Empirical Examination of the Arbitrage Pricing Theory, "Japan and the World Economy", vol. 1, 45-61.
- HENRIKSSON, R. (1984), Market Timing and Mutual Fund Performance: An Empirical Investigation, "Journal of Business", vol. 57, 73-96.
- \_\_\_\_\_ - MERTON, R. (1981), On Market Timing and Investment Performance II: Statistical Procedures for Evaluating Forecasting Skills, "Journal of Business", vol. 54, 513-533.
- HSIEH, D., (1983), A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator for Time Series Regressions, "Journal of Econometrics", vol. 22, 281-290.
- HUANG, C. - LITZEMBERGER, R. (1988), Foundations for Financial Economics, Amsterdam, North-Holland.
- INGERSOLL, J. (1988), Theory of Financial Decision Making, New Jersey, Rowman and Littlefield.
- \_\_\_\_\_ (1984), Some Results in the Theory of Arbitrage Pricing, "Journal of Finance" vol. 39, 1021-1039.
- IPPOLITO, R. (1989), Efficiency with Costly Information: a Study of Mutual Fund Performance, 1965-1984, "Quarterly Journal of Economics", vol. CIV, 1-23.
- JENSEN, M. (1968), The Performance of Mutual Funds in the Period 1945-1964, "Journal of Finance", vol. 23, 389-416.
- JORESOG, K. (1967), Some Contributions on Maximum Likelihood Factor Analysis, "Psychometrika", vol. 32, 443-482.
- \_\_\_\_\_ (1978), Structural Analysis of Covariance and Correlation Matrices, "Psychometrika", vol. 43, 443-477.
- \_\_\_\_\_ - SORBOM, D. (1989), Lisrel 7 User's Reference Guide, Indiana, Scientific Software Inc.

LAWLEY, D. (1942), Further Investigations in Factor Estimation, in "Proceedings of the Royal Society of Edinburgh, Series A", vol. 61, 176-185.

\_\_\_\_\_  
- MAXWELL, A. (1971), Factor Analysis as a Statistical Method, Londra, Butterworth & Co.

LEHMANN, B. - MODEST, D. (1985), The Empirical Foundations of the Arbitrage Pricing Theory II: the Optimal Construction of Basis Portfolios, "NBER Working Paper" No. 1726.

\_\_\_\_\_  
- \_\_\_\_\_ (1987), Mutual Fund Performance: A Comparison of Benchmarks and Benchmark Comparisons, "Journal of Finance", vol. 42, 233-265.

\_\_\_\_\_  
- \_\_\_\_\_ (1988), The Empirical Foundations of the Arbitrage Pricing Theory, "Journal of Financial Economics", vol. 21.

LITZEMBERGER, R. - RAMASWAMY, K. (1979), The Effect of Dividends on Common Stock Prices: Theory and Empirical Evidence, "Journal of Financial Economics", vol. 7, 163-195.

MAYERS, D. - RICE, E. (1979), Measuring Portfolio Performance and the Empirical Content of Asset Pricing Models, "Journal of Financial Economics", vol. 7, 3-29.

MERTON, R. (1981), On Market Timing and Investment Performance I: An Equilibrium Theory of Value and Market Forecasts, "Journal of Business", vol. 54, 363-406.

MODIGLIANI, F. - MILLER, M. (1969), Reply to Heins and Sprenkle, "American Economic Review", vol. 59, 132-135.

MORRISON, D. (1967), Multivariate Statistical Methods, McGraw-Hill.

ONADO, M. (1989), Banche e fondi di investimento nelle scelte del risparmiatore. concorrenza e complementarietà, in Assofondi, "Quaderni di documentazione e ricerca", n. 4.

REINGANUM, M. (1981), The Arbitrage Pricing Theory: Some Empirical Evidence, "Journal of Finance", vol. 36, 313-322.

ROLL, R. (1977), A Critique of the Asset Pricing Theory's Tests, "Journal of Financial Economics", vol. 4, 129-176.

\_\_\_\_\_  
- \_\_\_\_\_ (1978), Ambiguity When Performance is Measured by the Securities Market Line "Journal of Finance", vol. 33, 1051-1069.

- ROSS, S. (1980), An Empirical Investigation of the Arbitrage Pricing Theory, "Journal Finance", vol. 35, 1073-1103.
- ROSS, S. (1976), The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing, "Journal of Economic Theory", vol. 13, 341-360.
- (1977), Risk, Return and Arbitrage, in "Risk and Return in Finance", edited by I. Friend and J. Bicksler, Cambridge (MA), Ballinger.
- ROSSI, G. (1983), Una proposta di interpretazione della legge sui fondi di investimento, "Banche e Banchieri", n. 12, 1059-1065.
- SHANKEN, J. - WEINSTEIN, M. (1987), Macroeconomic Variables and Asset Pricing: Estimation and Tests, mimeo.
- SHARPE, W. (1966), Mutual Fund Performance, "Journal of Business", vol. 39, 119-138.
- SPANOS, A. (1986), Statistical Foundations of Econometric Modelling" Cambridge, Cambridge University Press.
- WHITE, H. (1980) A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix and a Direct Test for Heteroskedasticity, "Econometrica", vol. 48, 817-838.



## ELENCO DEI PIÙ RECENTI TEMI DI DISCUSSIONE (\*)

- n. 115 — *Il ruolo delle esportazioni nel processo di crescita e di aggiustamento dei PVS*, di L. BINI SMAGHI - D. PORCIANI - L. TORNETTA (marzo 1989).
- n. 116 — *LDCs' repayment problems: a probit analysis*, di F. DI MAURO - F. MAZZOLA (maggio 1989).
- n. 117 — *Mercato interbancario e gestione degli attivi bancari: tendenze recenti e linee di sviluppo*, di G. FERRI - P. MARULLO REEDTZ (giugno 1989).
- n. 118 — *La valutazione dei titoli con opzione di rimborso anticipato: un'applicazione del modello di Cox, Ingersoll e Ross ai CTO*, di E. BARONE - D. CUOCO (giugno 1989).
- n. 119 — *Cooperation in managing the dollar (1985-87): interventions in foreign exchange markets and interest rates*, di E. GAIOTTI - P. GIUCCA - S. MICOSSI (giugno 1989).
- n. 120 — *The US current account imbalance and the dollar: the issue of the exchange rate pass-through*, di C. MASTROPASQUA - S. VONA (giugno 1989).
- n. 121 — *On incentive-compatible sharing contracts*, di D. TERLIZZESE (giugno 1989).
- n. 122 — *The adjustment of the US current account imbalance: the role of international policy coordination*, di G. GOMEL - G. MARCHESE - J. C. MARTINEZ OLIVA (luglio 1989).
- n. 123 — *Disoccupazione e dualismo territoriale*, di G. BODO - P. SESTITO (agosto 1989).
- n. 124 — *Redditi da lavoro dipendente: un'analisi in termini di capitale umano*, di L. CANNARI - G. PELLEGRINI - P. SESTITO (settembre 1989).
- n. 125 — *On the estimation of stochastic differential equations: the continuous-time maximum-likelihood approach*, di R. CESARI (settembre 1989).
- n. 126 — *La misurazione dell'efficienza nei modelli di "frontiera"*, di M. GRESTITI (settembre 1989).
- n. 127 — *Do intergenerational transfers offset capital market imperfections? Evidence from a cross-section of Italian households*, di L. GUIISO - T. JAPPELLI (settembre 1989).
- n. 128 — *La struttura dei rendimenti per scadenza secondo il modello di Cox, Ingersoll e Ross: una verifica empirica*, di E. BARONE - D. CUOCO - E. ZAUTZIK (ottobre 1989).
- n. 129 — *Il controllo delle variabili monetarie e creditizie: un'analisi con il modello monetario della Banca d'Italia*, di I. ANGELONI - A. CIVIDINI (novembre 1989).
- n. 130 — *L'attività in titoli delle aziende di credito: un'analisi di portafoglio*, di G. FERRI - C. MONTICELLI (dicembre 1989).
- n. 131 — *Are asymmetric exchange controls effective?* di F. PAPADIA - S. ROSSI (gennaio 1990).
- n. 132 — *Misurazione dell'offerta di lavoro e tasso di disoccupazione*, di P. SESTITO (marzo 1990).
- n. 133 — *Progressing towards European Monetary Unification: Selected Issues and Proposals*, di L. BINI SMAGHI (aprile 1990).
- n. 134 — *Il valore informativo delle variabili finanziarie: un'analisi con il modello econometrico trimestrale della Banca d'Italia*, di I. ANGELONI e A. CIVIDINI (aprile 1990).
- n. 135 — *A Model for Contingent Claims Pricing on EMS Exchange Rates*, di A. ROMA (maggio 1990).
- n. 136 — *Le attività finanziarie delle famiglie italiane*, di L. CANNARI - G. D'ALESSIO - G. RAIMONDI - A. I. RINALDI (luglio 1990).
- n. 137 — *Sistema pensionistico e distribuzione dei redditi*, di L. CANNARI - D. FRANCO (luglio 1990).
- n. 138 — *Time Consistency and Subgame Perfection: the Difference between Promises and Threats*, di L. GUIISO - D. TERLIZZESE (luglio 1990).
- n. 139 — *Test di integrazione e analisi di cointegrazione: una rassegna della letteratura e un'applicazione*, di G. BODO - G. PARIGI - G. URGÀ (luglio 1990).
- n. 140 — *The Experience with Economic Policy Coordination: the Tripolar and the European Dimensions*, di G. GOMEL - F. SACCOMANNI - S. VONA (luglio 1990).
- n. 141 — *The Short-Term Behavior of Interest Rates: Did the Founding of the Fed Really Matter?*, di P. ANGELINI (ottobre 1990).

(\*) I «Temi» possono essere richiesti a:

Banca d'Italia - Servizio Studi - Divisione Biblioteca e Pubblicazioni - Via Nazionale, 91 - 00184 Roma.







