

Desempenho de fundos de ações no mercado brasileiro: 1984-85

Antonio Zoratto Sanvicente

Professor Adjunto
Faculdade de Economia e Administração
Universidade de São Paulo

Everaldo Guedes de Azevedo França

Unibanco S.A.
Mestrando em Administração
Faculdade de Economia e Administração
Universidade de São Paulo

Resumo

Utilizando a metodologia da “curva característica *ex-post*” com diferenciais de retorno diários para dezesseis fundos de ações, este trabalho encontrou indícios de capacidade superior de seleção de títulos pela maioria dos fundos incluídos na amostra, que se refere aos negócios realizados nos anos de 1984 e 1985. Ressalta-se ainda a utilidade da metodologia para a avaliação de desempenho de carteiras de valores mobiliários.

Palavras-chave:

- mercado de ações
- investidores institucionais
- administração de carteiras
- desempenho de fundos de investimento
- seleção de investimentos

INTRODUÇÃO

O presente trabalho relata os resultados de uma aplicação da metodologia da "curva característica *ex-post*" (descrita, por exemplo, em Sharpe, 1981) à avaliação do desempenho recente de fundos de ações no mercado brasileiro de valores mobiliários.

Mais especificamente, procuramos verificar a existência de capacidade superior de seleção de investimentos (*security selection*) e/ou de antecipação aos movimentos do mercado como um todo (*market timing*) para um tipo específico de investidor no Brasil. Esta tentativa é importante por duas razões principais, além das considerações metodológicas envolvidas.

Em primeiro lugar, a disponibilidade relativamente limitada de informações sobre ativos negociados nas bolsas de valores do Brasil poderia ser responsável pela existência de um mercado ineficiente, conferindo vantagens de custo a investidores institucionais e de maior porte, quando comparados aos investidores individuais e de menor porte.

Além disso, faz parte da mitologia do mercado brasileiro de valores mobiliários a crença de que o sucesso no mercado só é possível quando se possui acesso privilegiado a informações. E os investidores institucionais teriam tal acesso graças à maior facilidade de contato com as administrações das empresas com ações registradas e negociadas em bolsa de valores. É de conhecimento geral, mas nunca é demais lembrar, que no Brasil os fundos são administrados por divisões de conglomerados bancários, os quais realizam vários tipos de operações com as empresas, com ações negociadas em bolsa ou balcão, o que naturalmente gera a necessidade de tal contato com os administradores e um fluxo maior de informações.

A segunda parte deste trabalho apresenta um resumo sucinto da literatura relevante ao assunto, com ênfase nas tentativas anteriores de mensuração do desempenho de fundos no Brasil. A terceira parte descreve a metodologia empregada bem como os testes aplicados; na quarta são indicados os dados utilizados e na quinta são apresentados os resultados obtidos. As conclusões são apresentadas na sexta parte.

LITERATURA RELEVANTE

O uso de medidas de desempenho relativo, usando como padrão o comportamento do mercado como um todo, e ajustadas pelo risco assumido, pode ser situado nos trabalhos de Sharpe (1966), Treynor (1965) e Jensen (1968). Esse procedimento parte da idéia de que existe uma estratégia passiva de referência, que envolve "operar na média", ou seja, construindo-se uma carteira diversificada que imite o comportamento de todo o mercado de ativos com risco. Fora dessa estratégia, e supondo-se que os participantes do mercado tenham estruturas de custos

operacionais idênticas, a administração ativa de carteiras precisaria envolver alguma combinação entre:

- a capacidade de identificar e comprar (ou vender a descoberto) ativos subavaliados (ou superavaliados); e/ou
- a capacidade de antecipar-se a movimentos do mercado como um todo, obtendo desempenho superior com alterações apropriadas da composição da carteira.

Essa idéia é sintetizada na apresentação que Sharpe (1981) faz de sua equação (18-1) como um teste conjunto da capacidade superior de seleção de ativos e da capacidade superior de antecipação a movimentos do mercado, usado num estudo do desempenho de 57 fundos mútuos nos Estados Unidos, para o período de 1953-62 (Treynor & Mazuy, 1966).

No Brasil, houve três tentativas importantes de mensuração de desempenho de fundos de investimento: Brito & Neves (1984), Contador (1975) e Vital (1973).

Vital (1973) examinou o período 1968-72 e chegou à conclusão geral de que o desempenho dos fundos mútuos era inferior. Isso foi determinado com base numa comparação entre o desempenho de dez fundos mútuos e de quatro fundos fiscais (fundos 157) e o IBV (Índice da Bolsa de Valores do Rio de Janeiro). O método utilizado foi denominado "linha característica *ex-post*", mas, como não foram calculados diferenciais de retorno (retornos de uma carteira qualquer menos os retornos de um título representativo do ativo sem risco), o que foi feito consistiu realmente no cálculo dos parâmetros do chamado "modelo de mercado". Além disso, como foram usados dados semestrais, o número de observações para cada fundo foi muito pequeno, indo de um mínimo de quatro até um máximo de oito.

Por sua vez, Contador (1975) estudou o período 1971-74 e também obteve evidências de desempenho inferior. Mais uma vez, a metodologia empregada envolveu a estimação dos parâmetros do modelo de mercado, mas neste caso o número de observações foi mais adequado, já que foram usados retornos semanais. Trinta fundos mútuos foram incluídos na amostra. Nesse estudo, fez-se uma tentativa para medir a capacidade de antecipação aos movimentos do mercado, graças ao uso de um modelo de regressão com um valor adiantado (ou seja, o de um período à frente) do desempenho do mercado como um todo. Nenhum indício de capacidade de antecipação foi encontrado com base nos resultados desse teste.

Brito & Neves (1984) examinaram o período de janeiro de 1977 a junho de 1981. Utilizaram dados mensais e testaram o desempenho de fundos mútuos com uma "linha característica *ex-post*", ou seja:

$$R_{p,t} = a_p + b_p R_{m,t} + u_{p,t} \quad (1)$$

sendo os retornos ($R_{p,t}$ e $R_{m,t}$) medidos em relação às taxas de Letras do Tesouro Nacional com 30 dias para o vencimento, em cada data t .

Brito & Neves examinaram o desempenho de dois tipos de fundos: os chamados "fundos mútuos", hoje conhecidos como fundos de ações, e os antigos fundos fiscais, ou fundos 157. Nesse estudo, o período foi dividido em dois subperíodos com vistas a uma análise da regularidade com a qual se tivesse observado superioridade de desempenho. Trinta e quatro fundos de ações e trinta e dois fundos fiscais foram incluídos na amostra.

Nos resultados, testes não-paramétricos de correlação por postos indicaram que o desempenho nos subperíodos não era sistematicamente superior ou inferior. Entretanto, uma das constatações mais interessantes foi apenas registrada e não comentada mais longamente. Essa constatação está relacionada à obtenção de coeficientes alfa negativos (ou seja, valores estimados para o coeficiente a_p , na equação (1) acima) para todos os sessenta e seis fundos da amostra. (Note-se que os erros-padrão dessas estimativas não foram fornecidos no trabalho publicado). Em termos de "linhas características *ex-post*", isso indicaria desempenho inferior por uma parcela ponderável do segmento de investidores institucionais no Brasil.

Além disso, com pouquíssimas exceções, os coeficientes beta dos fundos foram inferiores a um, o que não surpreende, pois o setor tem ficado sob a influência de resoluções do Banco Central exigindo um certo investimento mínimo em títulos do Tesouro, e/ou permitindo que nem todos os recursos sejam aplicados em ações ordinárias ou preferenciais.

METODOLOGIA E TESTES

Como foi mencionado anteriormente, utilizamos a metodologia da "curva característica *ex-post*", proposta em Sharpe (1981) e em Sharpe & Sosin (1974):

$$R_{p,t} = a_p + b_p R_{m,t} + c_p (R_{m,t})^2 + u_{p,t} \quad (2)$$

onde R_p e R_m , tal como em Brito & Neves (1984), são respectivamente os diferenciais de retorno da carteira do fundo p e de uma carteira representativa da carteira de mercado, m , calculados após a subtração da taxa de retorno de um título de renda fixa emitido pelo Tesouro Nacional.

Na equação (2), a_p é uma medida da capacidade da administração do fundo para identificar e comprar, ou vender a descoberto, títulos que estejam incorretamente avaliados pelo mercado; b_p indica o beta da carteira do

fundo e c_p denota a capacidade da administração do fundo de se antecipar a movimentos do mercado como um todo.

Portanto, para cada fundo p procuramos obter respostas às seguintes perguntas:

- São os valores estimados do coeficiente a_p significativamente diferentes de zero e positivos, examinando-se os dados dos anos 1984 e 1985 como subperíodos distintos? Ou seja, há indícios de capacidade superior de seleção de ativos?
- São os valores estimados do coeficiente c_p significativamente diferentes de zero e positivos, mais uma vez examinando-se os dados relativos a cada um dos anos? Ou seja, há indícios de capacidade superior de antecipação a movimentos do mercado como um todo?
- São as classificações resultantes dos fundos, segundo cada um dos coeficientes, significativa e positivamente correlacionadas, quando se compara os dois anos cobertos por nosso estudo? Ou seja, pode-se suspeitar que esse desempenho tenha sido sistemático?
- Há alterações significativas no desempenho de cada fundo de 1984 a 1985?

Em particular, para responder à última questão colocada acima, usamos o seguinte modelo de regressão com variáveis *dummy*:

$$R_{p,t} = a_p = a'_{p,t} + b_p R_{m,t} + b'_{p,t} + c_p (R_{m,t})^2 + c'_{p,t} + u_{p,t} \quad (3)$$

$$\text{onde } a'_{p,t} = \begin{cases} 0 & \text{para 1984} \\ 1 & \text{para 1985} \end{cases}$$

$$b'_{p,t} = \begin{cases} 0 & \text{para 1984} \\ R_{m,t} & \text{para 1985} \end{cases}$$

$$c'_{p,t} = \begin{cases} 0 & \text{para 1984} \\ (R_{m,t})^2 & \text{para 1985} \end{cases}$$

DADOS

Nosso estudo abrangeu o período 1984-85. Retornos diários foram utilizados, por uma razão importante. Em Brito & Neves (1984) havia preocupação com a identificação de desempenho superior ou inferior em termos da regularidade de posições quanto a retornos em relação a risco e coeficiente alfa. Daí o uso de testes não-paramétricos de correlação por postos sobre as classificações nos

dois subperíodos — já que o período de janeiro de 1977 a junho de 1981 foi dividido em duas metades.

Obviamente, a idéia era a de que, havendo indivíduos ou políticas superiores ou inferiores, o seu emprego por algum tempo poderia levar a desempenho sistematicamente superior ou inferior. Entretanto, quanto mais longo é o período considerado, menos provável se torna a possibilidade de manutenção de emprego de algum indivíduo ou política, superior ou inferior, particularmente se os fundos não conhecem e/ou não utilizam técnicas de avaliação apropriadas para identificar os indivíduos ou polí-

ticas que, por serem bem sucedidos, deveriam ser mantidos.

Portanto, optamos por usar dados diários e estudar o desempenho dos fundos ao longo de um período mais curto, de dois anos. Embora a probabilidade de alteração de pessoal e/ou políticas não seja totalmente eliminada, ela certamente é menor do que em períodos mais longos.

Conseqüentemente, foram coletados dados diários sobre o valor das quotas dos fundos no Boletim Diário de Informações da Bolsa de Valores de São Paulo, e $R_{p,t}$ foi medida através da variação diária do valor da quota,

Tabela 1

Resultados da Estimação da Equação (2), 1984.

Nome do fundo	a	b	c	Coefficiente de Correlação
Alfa Unibanco	0.004377* (0.001276)	0.697970 (0.044551)	0.852112 (0.962002)	$R^2 = 0.521178$ $n = 231$
BBI Bradesco	0.004104* (0.000997)	0.381849 (0.034713)	-0.072741 (0.734181)	$R^2 = 0.363995$ $n = 215$
Besc	0.002129* (0.001031)	0.464424 (0.037908)	1.016109 (0.621583)	$R^2 = 0.632601$ $n = 92$
Bozano Simonsen	0.004921* (0.001264)	0.572337 (0.046285)	-0.058646 (0.961906)	$R^2 = 0.494915$ $n = 162$
Crefisul	0.005079* (0.000900)	0.539467 (0.032010)	-0.482418 (0.691771)	$R^2 = 0.545226$ $n = 240$
Crescinco	0.004462* (0.001067)	0.533800 (0.038475)	2.027677** (0.815738)	$R^2 = 0.480220$ $n = 222$
Denasa-Mineração	0.004354* (0.001194)	0.513049 (0.042396)	-0.070996 (0.908703)	$R^2 = 0.389446$ $n = 233$
Garantia	0.006241* (0.002767)	0.804074 (0.083224)	0.950266 (2.236397)	$R^2 = 0.701113$ $n = 43$
Geral do Comércio	0.001119 (0.001253)	0.616351 (0.044004)	0.486928 (0.947684)	$R^2 = 0.463757$ $n = 232$
London Multiplic	0.005200* (0.000601)	0.331132 (0.021161)	-0.424284 (0.456741)	$R^2 = 0.513482$ $n = 235$
Mercantil	0.003621* (0.000983)	0.629761 (0.034330)	0.862940 (0.728958)	$R^2 = 0.620366$ $n = 210$
Merkinvest	0.004816* (0.000971)	0.519134 (0.035532)	0.216277 (0.756286)	$R^2 = 0.494815$ $n = 221$
Prime	0.004419* (0.001136)	0.805871 (0.040316)	-0.747733 (0.859238)	$R^2 = 0.641811$ $n = 226$
Real	0.004074* (0.001210)	0.417366 (0.043657)	0.344708 (1.126702)	$R^2 = 0.339735$ $n = 195$
Safra	0.003283* (0.001079)	0.639837 (0.038376)	1.494452 (0.829348)	$R^2 = 0.546844$ $n = 240$
Unibanco	0.004710* (0.000993)	0.458339 (0.034940)	0.328356 (0.750348)	$R^2 = 0.433913$ $n = 229$

* Significativamente diferente de zero ao nível de 1%

** Significativamente diferente de zero ao nível de 5%

ajustado por distribuições. Como medida de $R_{m,t}$ utilizamos a variação diária do valor de fechamento do Índice BOVESPA. Ambas as taxas de retorno sofreram em seguida a subtração da taxa de juros no mercado de *overnight*, cuja série foi fornecida pelo UNIBANCO.

Dezesseis fundos de ações foram incluídos na amostra. Seus nomes estão nas tabelas que contêm os resultados deste estudo, apresentados no item a seguir. Muito embora sejam conhecidos como "fundos de ações", sabe-se que a regulamentação pelo Banco Central permite que parte dos

recursos seja aplicada em títulos do Tesouro e em outros ativos de renda fixa. No período coberto pelo estudo, essa regulamentação sofreu algumas alterações. Por exemplo, enquanto em 1984 os então chamados fundos mútuos de investimento eram obrigados a aplicar pelo menos 40%, de seus recursos não colocados em ações, em títulos do Tesouro, em 1985 era permitido que investissem até 30% de seus recursos totais em títulos de renda fixa. Como foi observado anteriormente, isto tem efeito sobre o risco sistemático assumido na montagem das carteiras e refletido no valor do coeficiente beta.

Tabela 2

Resultados da Estimação da Equação (2), 1985

Nome do fundo	a	b	c	Coefficiente de Correlação
Alfa Unibanco	0.003819* (0.001251)	0.580720 (0.033792)	0.426650 (0.707057)	R ² = 0.581056 n = 224
BBI Bradesco	0.005386* (0.001222)	0.450857 (0.033122)	-0.092829 (0.708946)	R ² = 0.467042 n = 217
Besc	-0.003150 (0.008089)	0.654244 (0.206791)	2.445550 (4.808795)	R ² = 0.061485 n = 159
Bozano Simonsen	0.005090* (0.001675)	0.469621 (0.046561)	-1.150679 (1.039104)	R ² = 0.340574 n = 202
Crefisul	0.004715 (0.002414)	0.631253 (0.064509)	0.073755 (1.369008)	R ² = 0.302748 n = 230
Crescinco	0.004835* (0.001357)	0.595964 (0.036350)	-0.064466 (0.767927)	R ² = 0.550860 n = 228
Denasa-Mineração	0.006953* (0.001302)	0.434085 (0.034124)	-0.404706 (0.710667)	R ² = 0.451498 n = 201
Garantia	0.005319* (0.001706)	0.729775 (0.045019)	-0.356363 (0.983894)	R ² = 0.619757 n = 167
Geral do Comércio	0.001969 (0.001553)	0.614197 (0.046197)	0.530475 (1.046551)	R ² = 0.529835 n = 177
London Multiplic	0.005546* (0.000889)	0.357791 (0.023886)	0.569627 (0.500648)	R ² = 0.518343 n = 223
Mercantil	0.006250* (0.001893)	0.621964 (0.052026)	-0.646121 (1.072039)	R ² = 0.410140 n = 209
Merkinvest	0.005087* (0.001415)	0.405731 (0.037546)	-0.088983 (0.784038)	R ² = 0.363306 n = 212
Prime	0.005161* (0.001538)	0.709932 (0.041516)	-0.543686 (0.873725)	R ² = 0.568328 n = 228
Real	0.006166* (0.001511)	0.484340 (0.040352)	-0.065747 (0.897205)	R ² = 0.419162 n = 205
Safra	0.005286* (0.001501)	0.540722 (0.040237)	-0.352776 (0.854942)	R ² = 0.445398 n = 232
Unibanco	0.004914* (0.001361)	0.586822 (0.036463)	0.288901 (0.770319)	R ² = 0.544118 n = 228

* Significativamente diferente de zero ao nível de 1%

RESULTADOS

As Tabelas 1 e 2 apresentam os resultados obtidos para cada um dos dezesseis fundos, com relação aos anos de 1984 e 1985, respectivamente, após o uso de nossa equação (2). Esses resultados foram então utilizados em testes de correlação por postos, cujas conclusões indicamos posteriormente. A Tabela 3, por outro lado, fornece os resultados obtidos com a estimação da equação (3),

dando-se atenção especial aos coeficientes das variáveis *dummy* como indicadores de alterações das características dos fundos de ações de 1984 para 1985.

Os resultados apresentados nas Tabelas 1 e 2 são substancialmente diferentes dos de muitos, se não de todos os outros estudos a respeito do desempenho de fundos de investimento, particularmente no que se refere às medidas de capacidade superior de seleção de ativos: ao nível de 1% de significância, em 1984 o valor estimado do coefi-

Tabela 3

Resultados para a Equação (3): Alterações de 1984 a 1985

Nome do fundo	a'	b'	c'	Coefficiente de Correlação
Alfa Unibanco	-0.000559 (0.001792)	-0.117251** (0.055526)	-0.425462 (1.184161)	R ² = 0.550892 n = 455
BBI Bradesco	0.001282 (0.001573)	0.069008 (0.048764)	-0.020088 (1.036331)	R ² = 0.428925 n = 432
Besc	-0.005280 (0.009917)	0.189820 (0.321997)	1.429442 (5.943997)	R ² = 0.072357 n = 251
Bozano Simonsen	0.000169 (0.002151)	-0.102716 (0.070364)	-1.092033 (1.500378)	R ² = 0.394923 n = 364
Crefisul	-0.000364 (0.002489)	0.091786 (0.077470)	0.556173 (1.662328)	R ² = 0.352657 n = 470
Crescinco	0.000373 (0.001721)	0.062164 (0.054298)	-2.092143 (1.149677)	R ² = 0.525249 n = 450
Denasa-Mineração	0.002600 (0.001774)	-0.078964 (0.054316)	-0.333709 (1.150727)	R ² = 0.419121 n = 434
Garantia	-0.000922 (0.003687)	-0.074300 (0.108311)	-1.306629 (2.830045)	R ² = 0.634074 n = 210
Geral do Comércio	0.000850 (0.001986)	-0.002181 (0.063661)	0.043547 (1.407815)	R ² = 0.495828 n = 409
London Multiplic	0.000346 (0.001056)	0.026659 (0.032775)	0.993911 (0.699243)	R ² = 0.517448 n = 458
Mercantil	0.002629 (0.002108)	-0.007797 (0.065914)	-1.509061 (1.383107)	R ² = 0.476378 n = 419
Merkinvest	0.000271 (0.001691)	-0.113403** (0.053377)	-0.305260 (1.127953)	R ² = 0.418714 n = 433
Prime	0.000741 (0.001902)	-0.095939 (0.059589)	0.204047 (1.263825)	R ² = 0.598990 n = 454
Real	0.000209 (0.001941)	0.066974 (0.061590)	-0.410455 (1.515145)	R ² = 0.392465 n = 400
Safra	0.002004 (0.001829)	-0.099115 (0.057015)	-1.847229 (1.224019)	R ² = 0.489029 n = 472
Unibanco	0.000205 (0.001673)	0.128484** (0.051920)	-0.039455 (1.107920)	R ² = 0.508608 n = 457

** Significativamente diferente de zero ao nível de 5%

ciente β_p é diferente de zero e positivo para quinze dos dezesseis fundos na amostra, e em 1985 o mesmo ocorreu com treze dos dezesseis fundos! Quanto à capacidade de antecipação aos movimentos do mercado (*market timing*), não foram obtidos quaisquer resultados surpreendentes, à exceção do fundo CRESCINCO em 1984, ao nível de 5%.

A seguir, todos os dezesseis fundos da amostra foram colocados em ordem decrescente, segundo seu desempenho tanto em termos de seleção de ativos (ou seja, magnitude da estimativa do coeficiente β_p), quanto de capacidade de antecipação ao mercado (valor estimado do coeficiente c_p), para cada um dos dois anos.

Foram então usados os coeficientes de correlação por postos — *Rho* de Spearman, e *Tau* de Kendall — para se tentar responder à terceira pergunta colocada no item “Metodologia e Testes”, ou seja, verificar se a superioridade ou inferioridade de desempenho se mantinha de um ano para outro.

Quanto à medida de capacidade de seleção de ativos, os coeficientes de correlação obtidos foram iguais a 0.0824 (*Rho* de Spearman) e 0.0667 (*Tau* de Kendall). Como os valores críticos para o nível de significância de 10% são iguais a 0.341 e 0.250, respectivamente, a hipótese nula, de que não havia desempenho sistematicamente superior ou inferior, não pode ser rejeitada.

Quanto à medida de capacidade de antecipação aos movimentos do mercado, resultados semelhantes foram obtidos: 0.1382 (*Rho* de Spearman) e 0.1333 (*Tau* de Kendall). Fomos incapazes também de rejeitar a hipótese nula de desempenho não sistemático.

Os resultados apresentados na Tabela 3 mostram que alterações significativas foram observadas apenas nos coeficientes beta de três dos dezesseis fundos de 1984 para 1985: dois deles reduziram seu nível de risco sistemático e um deles o elevou. Afora isso, não se observou qualquer outra variação significativa de desempenho.

CONCLUSÕES

Muito embora o valor agregado de mercado do patrimônio dos fundos contidos na amostra seja uma proporção pequena da capitalização total das empresas com ações registradas e negociadas (inferior a 1%, em fins de 1985, enquanto os fundos como um todo são responsáveis por cerca de 5% desse total), não é menos verdade que esses fundos, como um tipo de investidor institucional, são participantes importantes do volume de negócios nas bolsas de valores, porque se sabe que menos da metade do volume fica a cargo de investidores individuais.

Dado o acesso privilegiado pelas instituições financeiras aos administradores das empresas com ações registradas, é possível que os gestores de suas divisões de administração de carteiras estejam entre os primeiros a obter informações relevantes que venham mais tarde a se refletir em capacidade superior de seleção de ativos para uma carteira. Isto poderia explicar os resultados obtidos nas Tabelas 1 e 2 deste trabalho.

Por outro lado, o uso de dados diários pode não ser apropriado para detectar a existência de capacidade superior de antecipação aos movimentos do mercado como um todo, pois talvez não seja viável alterar significativamente a composição de carteiras em intervalos tão curtos, o que por sua vez explicaria os resultados obtidos para o coeficiente c_p , conforme o que se viu nas Tabelas 1 e 2.

De qualquer maneira, os resultados aqui apresentados, que diferem dos obtidos em estudos anteriores de desempenho de carteiras administradas no Brasil e em outros países, podem ser vistos como evidência indireta em apoio a recomendações que imponham regulamentação mais severa ao acesso de informações potencialmente disponíveis, junto aos administradores de empresas com ações negociadas em bolsa, ou então para exigir uma maior independência entre a administração de carteiras nos fundos de ações e as operações de outros tipos de intermediários financeiros no mercado brasileiro.

Abstract

The characteristic curve methodology is presented as an instrument for evaluating security portfolio management. When applied to the daily excess returns of sixteen stock funds in 1984 and 1985, it has helped to uncover evidence of superior security selection ability.

Unlterms:

- stock markets
- institutional investors
- portfolio management
- mutual fund performance
- security selection

Referências Bibliográficas

- BRITO, N.R.O. & NEVES, A.R.M. O desempenho recente de fundos de investimento. *Revista Brasileira de Mercado de Capitais*, Rio de Janeiro, 10(31):221-56, jul./set. 1984.
- CONTADOR, C.R. *O investidores institucionais no Brasil*. Rio de Janeiro, IBMEC, 1975. 174p.
- JENSEN, M.C. The performance of mutual funds in the period 1945-64. *The Journal of Finance*, New York, 23(2):389-416, May 1968.
- SHARPE, W.F. Mutual fund performance. *The Journal of Business*, Chicago, 39(1):119-38, Jan. 1966.
- SHARPE, W.F. *Investments*. 2.ed. Englewood Cliffs, N.J., Prentice-Hall, 1981. 746p.
- TREYNOR, J. How to rate the management of investment funds. *Harvard Business Review*, Boston, 43(1), Jan. 1965.
- TREYNOR, J. & MAZUY, K. Can mutual funds outguess the market? *Harvard Business Review*, Boston, 44(4):131-36, Jul./Aug. 1966.
- VITAL, S.M. Fundos de investimento: medida de desempenho. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, 27(3):19-64, jul./set. 1973.

Recebido em junho/88.