



RAE - Revista de Administração de Empresas

ISSN: 0034-7590

rae@fgv.br

Fundação Getulio Vargas

Brasil

Magalhães Castro Leusin, Liliana de; Dias de Oliveira Brito, Ricardo
Market timing e avaliação de desempenho dos fundos brasileiros
RAE - Revista de Administração de Empresas, vol. 48, núm. 2, abril-junio, 2008, pp. 22-36
Fundação Getulio Vargas
São Paulo, Brasil

Disponível em: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=155116085003>

- Como citar este artigo
- Número completo
- Mais artigos
- Home da revista no Redalyc

redalyc.org

Sistema de Informação Científica
Rede de Revistas Científicas da América Latina, Caribe, Espanha e Portugal
Projeto acadêmico sem fins lucrativos desenvolvido no âmbito da iniciativa Acesso Aberto



ARTIGOS • MARKET TIMING E AVALIAÇÃO DE DESEMPENHO DOS FUNDOS BRASILEIROS

MARKET TIMING E AVALIAÇÃO DE DESEMPENHO DOS FUNDOS BRASILEIROS

RESUMO

Este trabalho avalia o desempenho de fundos de investimento brasileiros pelo seu *market timing*, ou seja, pela capacidade de os gestores anteciparem diferenças de retorno das ações em relação a um ativo de renda fixa. Utilizam-se testes – paramétrico e não-paramétrico – desenvolvidos por Henriksson e Merton para a análise do desempenho de 243 fundos, no período de setembro de 1998 a outubro de 2003. Encontra-se evidência de habilidade de *market timing* para uma minoria de gestores de fundos, resultado que aparentemente se deve à maior facilidade de se preverem grandes diferenças de retorno entre o mercado acionário e a taxa de juros livre de risco.

Liliana de M. C. Leusin

Fides Asset Management

Ricardo D. Brito

Ibmec São Paulo



ABSTRACT This work evaluates the performance of Brazilian investment funds vis-à-vis their market timing, in other words, their capacity to preempt differences in the return on shares relative to a fixed income asset. Parametric and non-parametric tests (as developed by Henriksson and Merton) were used for analyzing the performance of 243 funds for the period between September 1998 and October 2003. Evidence was found of the market timing skills of a minority of fund managers, a result that is apparently due to their greater facility for forecasting any large differences in return between the share market and the risk-free interest rate.

PALAVRAS-CHAVE Market timing, seletividade, eficiência de mercado, taxa de juros, fundos de investimento.

KEYWORDS Market timing, selection, market efficiency, interest rates, investment funds.

INTRODUÇÃO

A indústria de fundos de investimento em ações reflete o dilema do investidor entre gestão passiva e ativa dos seus recursos. Enquanto a primeira estratégia simplesmente acompanha a evolução da carteira de mercado, a segunda expõe mais os recursos nos momentos de alta esperada e protege-os quando a expectativa é de baixa. Nos últimos anos, os fundos passivos têm ganhado participação em mercados competitivos, estimulados por evidências empíricas de que a gestão ativa não é capaz de gerar excessos de retorno significativos.

No Brasil, a participação dos fundos passivos no volume investido em fundos de renda variável tem se mantido baixa. Involuiu de 5,4 % em setembro de 1998 para 0,8 % em agosto de 2003, sinalizando um possível convencimento dos investidores da habilidade da gestão ativa de gerar retornos superiores à gestão passiva no mercado nacional.

O objetivo deste trabalho é avaliar o desempenho dos fundos de investimento do mercado brasileiro pelo seu *market timing*, ou seja, pela capacidade de antecipar movimentos no preço das ações em relação ao ativo de renda fixa. Essa análise é de interesse tanto prático como teórico. Para os investidores, permite inferir se o esforço de alocação ativa pelos gestores contribui para os retornos obtidos além da simples alocação passiva. Para os gestores, mensura a efetividade de suas estratégias ativas, podendo embasar regras de remuneração. Para os pesquisadores, trata-se de um teste de eficiência dos mercados financeiros na medida em que os grandes movimentos da taxa de juros brasileira podem facilitar a obtenção de retornos sistematicamente anormais.

Segundo Fama (1970), a habilidade de previsão pode ser separada em dois componentes, micro e macro. A previsibilidade micro, denominada seletividade (*security selection*), é a capacidade de previsão do movimento dos preços de ações individuais em relação às ações em geral. Em busca de seletividade, geralmente são analisados demonstrativos de resultados de empresas, análises setoriais e análise gráfica comparativa entre ativos. A previsibilidade macro, denominada *market timing*, é a capacidade de previsão do movimento geral dos preços das ações em relação ao ativo de renda fixa. Para a obtenção de *market timing*, estudam-se indicadores macroeconômicos como a política monetária (principalmente a taxa de juros), a política cambial e a política tributária, dentre outros.

O gestor que se considera capaz de prever o movimento relativo das ações ou do mercado acionário em relação à renda fixa realocará ativamente os seus recursos naqueles ativos de maior retorno esperado. Caso bem-sucedido na

seletividade, conseguirá excessos de retorno anormais independentes do movimento do mercado. Se bem-sucedido em *market timing*, obterá excessos de retorno anormais que dependem do mercado de forma não linear.

A literatura internacional sobre a habilidade dos gestores em gerar retornos anormais é vasta e, em geral, conclui pela sua insignificância. Jensen (1968) avalia o desempenho de fundos americanos entre 1945 e 1964, sem fazer distinção entre seletividade e *market timing*, não encontra evidência de retornos superiores. Treynor e Mazuy (1966) analisam o retorno anual de 57 fundos no mercado americano e concluem que em apenas um caso os fundos a hipótese de não-habilidade de *market timing* é rejeitada.

Mais recentemente, Merton (1981) formaliza a análise de criação de valor por *market timing*, onde o gestor prevê o maior retorno do mercado em relação ao ativo sem risco, ou vice-versa, mas não consegue prever sua magnitude. Partindo dos fundamentos conceituais propostos por ele desenvolvidos, Henriksson e Merton (1981) elaboraram dois testes, um não-paramétrico e um paramétrico, para avaliar o desempenho dos fundos de acordo com o conceito de *market timing*. Henriksson (1984) aplica esses testes ao mercado americano para o período de fevereiro de 1970 a julho de 1980, e conclui que a habilidade em *market timing* é praticamente inexistente.

Brito, Bona e Tarciro (2003) aplicam as análises anteriores para o caso de fundos de gestão ativa com um referencial passivo (*benchmark*) bem definido, onde a habilidade em *market timing* estaria na seleção de uma posição com apostas ativas ou uma posição no referencial passivo, de acordo com a previsão do gestor sobre qual retorno seria superior. Eles propõem um índice específico para avaliar o desempenho e a eficiência em *market timing* dos fundos de gestão ativa. Brito (2003) analisa o segmento de fundos de derivativos no Brasil e chega à conclusão de que, numa janela de 30 dias úteis com cotações disponíveis em 31 de outubro de 1999, poucos gestores apresentaram capacidade significativa de previsão macro. Franco e Figueiredo (2003) também não identificam *market timing* para 29 fundos mútuos de ações brasileiros entre janeiro de 1995 e dezembro de 2000.

O presente trabalho examina se existe evidência de habilidade em *market timing* na indústria de fundos brasileira de acordo com os testes desenvolvidos por Henriksson e Merton (1981). Encontra-se evidência de *market timing* na indústria de fundos de investimento do Brasil durante o período de setembro de 1998 a agosto de 2003, não apenas para uma minoria dos fundos, e em momentos de grandes diferenças entre os dois mercados.

A segunda seção deste artigo traz uma revisão bibliográfica, examinando os fundamentos conceituais e os principais modelos desenvolvidos para avaliar a habilidade de *market timing*. Em seguida, a seção três apresenta a metodologia utilizada no trabalho, e as hipóteses nele propostas. A quarta seção apresenta o resultado dos testes para o segmento de fundos no Brasil. A seção final sintetiza as principais conclusões do trabalho.

REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

Merton (1981) desenvolveu um modelo para avaliar a habilidade em *market timing* independente da distribuição dos retornos e de um modelo de apreçamento específico; até então, sempre se havia utilizado o CAPM como modelo de apreçamento. O modelo de Merton (1981) é baseado no fato de que os gestores têm capacidade de prever se o retorno do mercado irá superar o retorno do ativo de renda fixa, e vice-versa, mas não têm capacidade de mensurar quanto. Assim, os gestores alocarão seus recursos em ações ou títulos de renda fixa de acordo com a previsão de desempenho superior. A habilidade de previsão do gestor é definida no contexto de probabilidade condicional do modelo binomial em dois estágios, como ilustrado na Figura 1. No primeiro estágio, os investidores observam a probabilidade de o ativo de renda fixa apresentar retorno superior às ações. No segundo, os investidores analisam a probabilidade de que os gestores prevejam corretamente qual ativo terá desempenho superior.

Pode-se representar a previsão dos gestores em $t-1$ pela

variável binomial $\delta(t)$ tal que:

$$\delta(t) = \begin{cases} = 0 & \text{se } R_{ft} \geq R_{Mt} \\ = 1 & \text{se } R_{Mt} > R_{ft} \end{cases},$$

em que R_{ft} é o retorno da renda fixa e R_{Mt} é o retorno da carteira de mercado, com probabilidades condicionais de retorno do mercado:

$$P_{1t} = P[\delta(t) = 0 \mid R_{ft} \geq R_{Mt}]$$

é a probabilidade de o gestor acertar que o retorno da renda fixa será superior ao retorno da carteira de mercado;

$$1 - P_{1t} = P[\delta(t) = 1 \mid R_{ft} \geq R_{Mt}]$$

é a probabilidade de o gestor errar que o retorno da carteira de mercado será superior ao retorno da renda fixa;

$$P_{2t} = P[\delta(t) = 1 \mid R_{Mt} > R_{ft}]$$

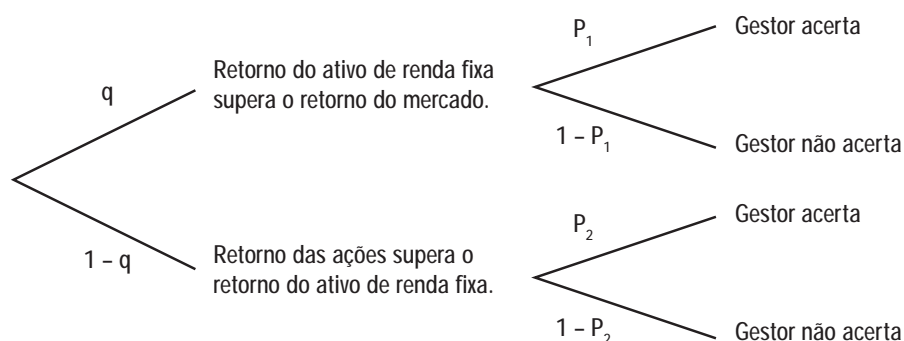
é a probabilidade de o gestor acertar que o retorno da carteira de mercado será superior ao retorno da renda fixa; e

$$1 - P_{2t} = P[\delta(t) = 0 \mid R_{Mt} > R_{ft}]$$

é a probabilidade de o gestor errar que o retorno da renda fixa será superior ao retorno da carteira de mercado.

Como P_{1t} e P_{2t} são as probabilidades de acerto nos dois estados da natureza possíveis, Merton (1981) define

Figura 1 – A habilidade de previsão do gestor é definida em contexto de probabilidade condicional do modelo binomial em dois estágios



habilidade do gestor em *market timing* como $(P_{1t} + P_{2t})$, sendo condição necessária e suficiente para que a previsão do gestor tenha valor positivo para os investidores:

$$(P_{1t} + P_{2t}) > 1.$$

Ou seja, o gestor precisa acertar mais do que errar.

É importante observar que, embora a modelagem sugira uma escolha binária do tipo renda variável ou fixa, por outros aspectos, como aversão ao risco e *hedge* do gestor, ou limitações regulatórias, na prática se espera uma aposta menos agressiva. Em outras palavras, alocações que possuam quantidades positivas das duas classes de ativos também podem tentar *market timing*, bastando que variem as proporções alocadas de acordo com as expectativas de retorno.

Teste não-paramétrico para avaliação de habilidade em *market timing*

Henriksson e Merton (1981) propõem examinar a habilidade de *market timing* a partir das probabilidades condicionais de previsão correta P_{1t} e P_{2t} , que, por serem independentes da distribuição dos retornos, proporcionam um teste robusto.

Testa-se a hipótese nula de que não há habilidade em *market timing*, ou seja, $H_0: (P_{1t} + P_{2t}) = 1$, em que as probabilidades condicionais de uma previsão correta, P_{1t} e P_{2t} , não são conhecidas.

Seja n_1 o número de previsões corretas no estado $R_{Mt} \leq R_{ft}$, n_2 o número de previsões erradas no estado $R_{Mt} > R_{ft}$, $n = n_1 + n_2$ o número de previsões em que $R_{Mt} \leq R_{ft}$, N_1 o número de observações em que $R_{Mt} \leq R_{ft}$, N_2 o número de observações em que $R_{Mt} > R_{ft}$, e $N = N_1 + N_2$ o número total de observações, recorre-se às definições:

$$E[n_1/N_1] = P_1, \quad \text{e} \quad E[n_2/N_2] = 1 - P_2,$$

e a hipótese nula $H_0: (P_{1t} + P_{2t}) = 1$ para escrever:

$$E[n_1/N_1] = P_1 = 1 - P_2 = E[n_2/N_2],$$

ou mesmo:

$$E[(n_1 + n_2)/(N_1 + N_2)] = E[n/N] = P_1 = P_2.$$

Como na maioria das vezes é difícil obter as previsões dos gestores, o teste não-paramétrico é difícil de ser utilizado na prática, a não ser que se consiga uma aproximação muito boa das expectativas.

Teste paramétrico para avaliação de habilidade em *market timing*

Tendo em vista a dificuldade de aproximação das expectativas no teste não-paramétrico, Henriksson e Merton também apresentam um teste paramétrico para avaliar a habilidade em *market timing*. Esse teste requer a observação dos retornos e a suposição de que os ativos são apreendidos de acordo com um modelo específico. Normalmente utiliza-se o CAPM como modelo de apreçamento, mas o teste é facilmente adaptado a outros modelos que considerem múltiplos fatores, como o APT.

Jensen (1968) já havia utilizado o CAPM para avaliar o desempenho de fundos entre 1945-1964, não encontrando evidência de que os gestores dos fundos possuíssem habilidade para gerar um retorno superior ao do mercado. No entanto, Jensen não separa a habilidade dos gestores em seletividade e *market timing*, apenas estima a regressão

$$(R_{pt} - R_{ft}) = \alpha + \beta(R_{Mt} - R_{ft}) + e_{pt} \quad (1)$$

em que e_{pt} satisfaz as condições

$$E[e_{pt}] = 0, \quad E[e_{pt} | (R_{Mt} - R_{ft})] = 0, \quad \text{e} \\ E[e_{pt} | e_{pt-i}] = 0 \quad \text{para } i = 1, 2, 3,$$

Henriksson e Merton (1981) separam seletividade e *market timing*, com foco neste último. Assumem que os gestores escolhem entre dois níveis de risco sistemático dependendo de suas previsões de retorno relativo em relação à carteira de mercado e a renda fixa. Ou seja, o gestor utilizará um β maior (mais agressivo) quando prever que $R_{Mt} > R_{ft}$, e um β menor (mais conservador) quando prever que $R_{Mt} \leq R_{ft}$, como ilustrado na Figura 2, abaixo.

Denotando η_1 como o β_t escolhido para a carteira quando o gestor prevê que $R_{Mt} \leq R_{ft}$ e η_2 como o β_t escolhido quando a previsão é de que $R_{Mt} > R_{ft}$, então $\beta_t = \eta_1$ quando a previsão for de baixa no mercado e $\beta_t = \eta_2$ quando a previsão for de alta no mercado. Como os agentes são racionais, então $\eta_2 > \eta_1$.

Se β_t fosse observável em cada ponto do tempo, as previsões dos gestores seriam conhecidas e o teste não-paramétrico poderia ser utilizado. No entanto, β_t é uma variável aleatória não observável. Assim, pode-se denotar b como o valor esperado de β_t que não depende das previsões dos gestores.

$$b = q[P_1\eta_1 + (1 - P_1)\eta_2] + (1 - q)[P_2\eta_2 + (1 - P_2)\eta_1]$$

em que q é a probabilidade incondicional de que $R_{Mt} > R_{ft}$.

Com uso de álgebra, chega-se à seguinte regressão a ser estimada:

$$(R_{P_t} - R_{f_t}) = \alpha + \beta_1 (R_{M_t} - R_{f_t}) + \beta_2 \max[0, R_{f_t} - R_{M_t}] + e_{P_t}, \quad (2)$$

que separa as contribuições de *market timing* e da seletividade para o excesso de retorno da carteira.

O termo $\beta_2 \max[0, R_{f_t} - R_{M_t}]$ mede a habilidade em *market timing* uma vez que o gestor racional terá comprado em renda fixa e vendido na carteira de mercado se previr que o retorno da primeira superará o da segunda. Dessa análise, conclui-se que o retorno de um investimento com perfeita habilidade em *market timing* é igual ao retorno de uma estratégia que investe recursos no mercado acionário e compra opções de venda da carteira do mercado com preço de exercício R_{f_t} (estratégia chamada de *protective put* ou *insured equity*). Como o custo de se adquirirem opções da carteira de mercado ao preço de exercício R_{f_t} não é igual a zero, o valor total da habilidade em *market timing* é igual ao preço desses derivativos multiplicado pelo patrimônio do fundo.

Henriksson e Merton (1982) mostram que, para grandes amostras, a habilidade em *market timing* do gestor é expressa por $\hat{\beta}_2$. O verdadeiro β_2 é igual a zero se o gestor não tem habilidade de *market timing* ($P_1 + P_2 = 1$) ou se não age de acordo com as suas previsões ($\eta_2 =$

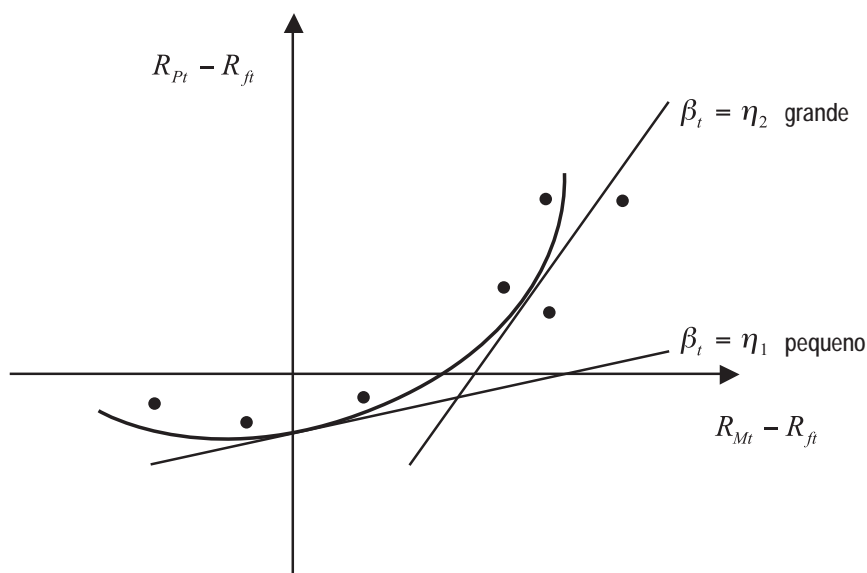
η_1). Argumentam também que o estimador por mínimos quadrados ordinários dos parâmetros que explicam a *performance* de uma carteira qualquer é consistente, por ser eficiente. Isso porque β_t não é estacionário. Os autores mostram ainda que essa não-estacionariedade resulta da heteroscedasticidade na medida em que o desvio padrão dos resíduos é uma função crescente de $|R_{M_t} - R_{f_t}|$. A correção proposta consiste em estimar a equação (2) por mínimos quadrados e utilizar o valor absoluto dos resíduos como variável dependente na regressão a seguir, reescrevendo a equação (2) com suas variáveis divididas por

$$\begin{aligned} & \left\{ \hat{\phi}_P + \hat{\Omega}_{1P} \min[0, R_{M_t} - R_{f_t}] + \hat{\Omega}_{2P} \max[0, R_{M_t} - R_{f_t}] \right\} \\ & |e_{P_t}| = \phi_P + \Omega_{1P} \min[0, R_{M_t} - R_{f_t}] + \Omega_{2P} \max[0, R_{M_t} - R_{f_t}] \\ & + \xi_P; \end{aligned} \quad (3)$$

METODOLOGIA

Este trabalho aplica os testes – paramétrico e não-paramétrico – desenvolvidos por Henriksson e Merton para examinar se os gestores dos fundos de investimentos brasileiros possuem habilidade em *market timing*. Os dados são da base Quantum Axis, e, a partir da classificação Anbid, foram selecionadas as categorias de fundos: ações

Figura 2 – Os gestores escolhem entre diferentes níveis de risco sistemático dependendo da sua previsão



Ibovespa ativo, ações Ibovespa ativo com alavancagem, ações IBX ativo, ações IBX ativo com alavancagem, outros fundos de ações, fundos multimercado sem alavancagem com renda variável, fundos multimercado com alavancagem com renda variável e fundos multimercado balanceados Se para os primeiros o referencial é claro, para os últimos não é formalmente explicitado. Para fins deste

estudo, mais importante que o referencial é que sejam fundos cujas composições das carteiras permitam a utilização de renda variável e fixa com percentual à escolha do gestor, ou seja, gestão ativa. A listagem dos fundos amostra, inclusive suas classificações na Anbid, encontra-se no Quadro 1. Os retornos mensais são computados em taxas contínuas

Quadro 1 – Amostra dos fundos de investimentos

(continua)

NOME DO FUNDO	CLASSIFICAÇÃO ANBID
ABN AMRO ATIVO I FIA	AÇÕES IBOVESPA ATIVO
ABN AMRO FIA	AÇÕES IBX ATIVO
ABN AMRO FIF CUP	MULTIMERCADO COM RV
ABN AMRO FIF RISK	MULTIMERCADO COM RV COM ALAVANCAGEM
AGENDA FIA	AÇÕES IBOVESPA ATIVO
AGF FIF DERIVATIVOS	MULTIMERCADO COM RV
AGF FIF INSTITUCIONAL	MULTIMERCADO COM RV
AGF FIF INSTITUCIONAL PLUS	MULTIMERCADO COM RV
AGF FIF MIX	MULTIMERCADO COM RV
ALFA DINÂMICO FICFITVM	AÇÕES IBOVESPA ATIVO
ALFA PLUS FIF	MULTIMERCADO COM RV
ALFA SPECIAL FITVM	AÇÕES IBOVESPA ATIVO
ALFA MAISFICFITVM	AÇÕES IBOVESPA ATIVO
ARUS AÇÕES 2	AÇÕES IBOVESPA ATIVO
ASM FESC FIA	AÇÕES IBX ATIVO
ASSET FIA	AÇÕES OUTROS
ÁTICO I FIA	AÇÕES IBOVESPA ATIVO
ÁTICO LEVERAGE	MULTIMERCADO COM RV COM ALAVANCAGEM
ATRIUM FITVM	AÇÕES OUTROS
ATRIUM FMA INCENTIVADAS	AÇÕES OUTROS
BAFRA FIF	MULTIMERCADO COM RV COM ALAVANCAGEM
BALANCEADO	BALANCEADOS
BANCO DO NORDESTE FIA	AÇÕES IBOVESPA ATIVO
BANCO DO NORDESTE RF CONSERVADOR	BALANCEADOS
BANERJ AÇÕES FICFIA	AÇÕES IBX ATIVO
BANERJ CARTEIRA LIVRE FICFIA	MULTIMERCADO COM RV COM ALAVANCAGEM
BANESPA FBA FITVM	AÇÕES OUTROS
BANESPA FBL	AÇÕES OUTROS
BANESTADO FIA	AÇÕES IBX ATIVO
BANESTADO MÚLTIPLO FACFI	MULTIMERCADO COM RV COM ALAVANCAGEM

BANESTES AÇÕES	AÇÕES OUTROS
BANIF PRIMUS AÇÕES	AÇÕES IBX ATIVO
BANIF PRIMUS DERIVATIVOS	MULTIMERCADO COM RV COM ALAVANCAGEM
BANRISUL ÍNDICE	AÇÕES IBOVESPA ATIVO
BANRISUL INFRA	AÇÕES OUTROS
BANRISUL PERFORMANCE FITVM	AÇÕES IBX ATIVO
BB AÇÕES MASTER	AÇÕES IBOVESPA ATIVO
BBA AQUARIUS	BALANCEADOS
BBA FIF LEADER	MULTIMERCADO COM RV
BBA FIF SPECIAL	MULTIMERCADO COM RV COM ALAVANCAGEM
BBA IBOVESPA INSTITUCIONAL FIA	AÇÕES IBOVESPA ATIVO
BBA IBOVESPA PRIVATE FIA	AÇÕES IBOVESPA ATIVO
BBA IBX INSTITUCIONAL FIA	AÇÕES IBX ATIVO
BBM AÇÕES	AÇÕES IBX ATIVO
BCN ACTIVE FIA	AÇÕES IBOVESPA ATIVO COM ALAVANCAGEM
BCN FIA BLUE CHIP	AÇÕES IBOVESPA ATIVO
BCN FIA SEGURIDADE	AÇÕES IBOVESPA ATIVO
BCN MAIS FIF	MULTIMERCADO COM RV COM ALAVANCAGEM
BCN PERFORMANCE	MULTIMERCADO COM RV COM ALAVANCAGEM
BCN SUPERAÇÃO FIA	AÇÕES IBOVESPA ATIVO
BEMGE AÇÕES FICFIA	AÇÕES IBX ATIVO
BESC FBA	AÇÕES OUTROS
BESC MIX FCL	AÇÕES OUTROS
BMG FIA	AÇÕES IBOVESPA ATIVO
BNP PARIBAS EQUITY	AÇÕES IBOVESPA ATIVO
BNP PARIBAS PREVER CL	MULTIMERCADO COM RV
BNP PARIBAS TARGET FIF	MULTIMERCADO COM RV
BOSTON IBOVESPA SELECT FIA	AÇÕES IBOVESPA ATIVO
BOSTO PORTFOLIO	MULTIMERCADO COM RV COM ALAVANCAGEM
BOSTON PRIVATE IBOVESPA PLUS	AÇÕES IBOVESPA ATIVO
BOSTON SMALL CAPS VALUATION	AÇÕES OUTROS
BOSTON STRATEGY	MULTIMERCADO COM RV COM ALAVANCAGEM
BRABESCO BD FIA	AÇÕES IBOVESPA ATIVO COM ALAVANCAGEM
BRABESCO BJ FIA CLASSIC	AÇÕES IBOVESPA ATIVO COM ALAVANCAGEM
BRABESCO BJ FIA ENERGIA	AÇÕES IBOVESPA ATIVO COM ALAVANCAGEM
BRABESCO BJ FIA EQUITIES	AÇÕES IBOVESPA ATIVO
BRABESCO BJ FIA INVESTORS	AÇÕES IBX ATIVO
BRABESCO BJ FIA NUMBER ONE	AÇÕES IBOVESPA ATIVO COM ALAVANCAGEM

LILIANA DE M. C. LEUSIN • RICARDO D. BRITO

(continua)

BRADESCO BJ FIF STRATEGIC TRADER	MULTIMERCADO COM RV COM ALAVANCAGEM
BRADESCO FIA PREMIUM	AÇÕES IBOVESPA ATIVO
BRADESCO GOLDEN PROFIT CONSERVADOR	BALANCEADOS
BRADESCO GOLDEN PROFIT DINÂMICO	BALANCEADOS
BRADESCO GOLDEN PROFIT MODERADO	BALANCEADOS
BRADESCO II FIA	AÇÕES IBOVESPA ATIVO
BRADESCO LIVRE FÁCIL	AÇÕES OUTROS
BRB FITVM	AÇÕES IBOVESPA ATIVO COM ALAVANCAGEM
CCF BANKING FIA	AÇÕES OUTROS
CCF GESTÃO	MULTIMERCADO COM RV
CCF GOLD	AÇÕES IBX ATIVO
CCF INSTITUCIONAL FIA	AÇÕES IBX ATIVO
CCF LIBRIUM	AÇÕES OUTROS
CITI INSTITUCIONAL AÇÕES FIA	AÇÕES IBOVESPA ATIVO
CITI AÇÕES FIA	AÇÕES IBOVESPA ATIVO
CITI AÇÕES RENDA MISTA FIA	BALANCEADOS
CITIBRAZIL BOND	ULTIMERCADO COM RV
CITIFUNDOS FOCUS FICFIA	AÇÕES IBOVESPA ATIVO
COINVALORES AÇÕES FIQFIA	AÇÕES IBX ATIVO
COINVALORES DIAMOND	MULTIMERCADO COM RV COM ALAVANCAGEM
COINVALORES FATOR FIA	AÇÕES IBOVESPA ATIVO COM ALAVANCAGEM
COINVALORES HSBC AÇÕES FIQFIA	AÇÕES IBX ATIVO
COINVALORES REGIA	MULTIMERCADO COM RV COM ALAVANCAGEM
COMERCIAL FIF	MULTIMERCADO COM RV
COMERCIAL MASTER FIA	AÇÕES IBOVESPA ATIVO COM ALAVANCAGEM
CONFIANÇA E FIF	MULTIMERCADO COM RV
CONFIANÇA F FIF	MULTIMERCADO COM RV COM ALAVANCAGEM
CONFIANÇA G FIF	MULTIMERCADO COM RV
CSAM AFRODITE	AÇÕES IBX ATIVO
CSAM FIG PREMIUM FIA	AÇÕES IBOVESPA ATIVO COM ALAVANCAGEM
CSAM HIGH YIELD I	MULTIMERCADO COM RV COM ALAVANCAGEM
DYNAMO COUGAR	AÇÕES OUTROS
ELITE FIA	AÇÕES IBOVESPA ATIVO
ENNESSA FIA	AÇÕES OUTROS
FAC CARTEIRA PRIVATE 102C	MULTIMERCADO COM RV COM ALAVANCAGEM
FAMA CHALLENGER FIA	AÇÕES IBOVESPA ATIVO
FATOR PLURAL EXTRA FIF	MULTIMERCADO COM RV COM ALAVANCAGEM
FATOR PLURAL FIA LIVRE	AÇÕES IBOVESPA ATIVO

FATOR PLURAL HEDGE FIF	MULTIMERCADO COM RV COM ALAVANCAGEM
FATOR PLURAL INSTITUCIONAL FIA	AÇÕES IBOVESPA ATIVO
FATOR PLURAL JAGUAR	AÇÕES IBOVESPA ATIVO COM ALAVANCAGEM
FÊNIX FIF	MULTIMERCADO COM RV
FIA ANTARES	AÇÕES IBX ATIVO
FIA SIGMA	AÇÕES IBOVESPA ATIVO COM ALAVANCAGEM
FIBRA FC FIF	BALANCEADOS
FIBRA PERFORMANCE FIF	MULTIMERCADO COM RV COM ALAVANCAGEM
FIBRA VIC FIA	AÇÕES IBOVESPA ATIVO
FIDELIDADE L FIF	MULTIMERCADO COM RV
FIF PILAR	MULTIMERCADO COM RV
FINASA AÇÕES III	AÇÕES IBOVESPA ATIVO
FINASA AÇÕES ÍNDICE	AÇÕES IBOVESPA ATIVO
FOREIGN FUND	MULTIMERCADO COM RV
GAP EDGE FIF	MULTIMERCADO COM RV COM ALAVANCAGEM
GAP IBOVESPA PLUS FIA	AÇÕES IBOVESPA ATIVO COM ALAVANCAGEM
GERAÇÃO FIA	AÇÕES OUTROS
GUARARAPES FITVM	AÇÕES IBOVESPA ATIVO
HEDGING-GRIFFO TOP FIF	MULTIMERCADO COM RV COM ALAVANCAGEM
HEDGING-GRIFFO VERDE FIF	MULTIMERCADO COM RV COM ALAVANCAGEM
HG TOP AÇÕES	AÇÕES OUTROS
HSBC AÇÕES FITVM	AÇÕES IBOVESPA ATIVO COM ALAVANCAGEM
HSBC ACUMULAÇÃO FIA	AÇÕES IBX ATIVO
HSBC BLUE CHIP FITVM	AÇÕES IBOVESPA ATIVO
HSBC DINÂMICO BA FIF	MULTIMERCADO COM RV COM ALAVANCAGEM

líquidos das taxas de administração e *performance*. A escolha da frequência mensal e não diária, além de acordar com Henriksson (1984), se justifica pela menor curtose dos retornos da primeira e pelo fato de as flutuações da taxa de juros terem frequência mais baixa que a segunda. A subtração das taxas visa tornar os retornos comparáveis para a escolha do investidor, que perceberá valor na habilidade de *market timing* apenas se auferir excesso de retorno líquido sobre a estratégia passiva. São analisados os retornos mensais de 243 fundos de investimento de setembro de 1998 a agosto de 2003, que representavam, respectivamente, 50% e 74% do mercado brasileiro de fundos com investimentos em ações. Utiliza-se o Ibovespa como carteira de mercado e o *swap* pré-30 dias como ativo de renda fixa.

Para realizar o teste paramétrico, utiliza-se o CAPM como modelo de apreçamento, assim como a maioria

dos estudos realizados sobre o tema. A regressão (2), que possibilita separar as contribuições das previsões micro (seletividade) e macro (*market timing*), é estimada por mínimos quadrados ordinários. Em seguida, compara-se os resultados obtidos com os resultados da regressão (1), que ignora o *market timing*, e com a regressão (3), reestimada com correção para heterocedasticidade.

Testa-se também se os gestores apresentam habilidade para prever grandes movimentos de mercado. Para tanto, divide-se a amostra em duas pela magnitude do excesso de retorno do mercado. Os períodos em que o valor absoluto do excesso de retorno do mercado é maior que a mediana da série são separados dos períodos em que ocorre o inverso.

Por fim, realiza-se um teste não-paramétrico robusto para a especificação do modelo de apreçamento. Estima-

se P_1 e P_2 a partir dos retornos do fundo e da carteira de mercado, contando quantas vezes o primeiro supera o segundo, condicionado à $R_{Mt} > R_{ft}$ ou à $R_{Mt} \leq R_{ft}$. Utilizando as estimativas de $P1$ e $P2$, testa-se a hipótese nula de não-previsibilidade, $H_0: (P_1 + P_2) = 1$.

RESULTADOS

Nesta seção, são apresentados os resultados dos testes paramétrico e não-paramétrico respectivamente.

Teste paramétrico

As estimativas de mínimos quadrados ordinários da equação (2) são apresentadas na Tabela 1. O coeficiente médio de β_2 positivo e significativo indica *market timing* para o conjunto dos gestores. Apesar de o *market timing* médio ser significativo, constata-se que uma minoria de gestores possui essa habilidade, com apenas 27 fundos (11,11%

da amostra) apresentando $\beta_2 > 0$ ao nível de 5% de significância. A assimetria positiva dos β_2 s indica alguma racionalidade na escolha de uma postura ativa.

Ainda na Tabela 1, percebe-se seletividade média negativa e significativa, apesar de baixa. Sujeita à correta especificação do modelo, essa evidência indica que os esforços de seleção entre ativos (*security selection*) pelo conjunto de gestores não foram bem sucedidos. Praticamente, não há evidência de habilidade individual de seletividade, pois apenas quatro fundos (1,65% da amostra) apresentam $\alpha > 0$ com 5% de significância na equação (2).

A Tabela 2 reporta as estimativas da regressão (1), onde se vê que a habilidade de *market timing* não é separada da seletividade. Os alfas estimados são superiores aos da Tabela 1, o que se explica pela omissão do β_2 , positivo em média. Nesse caso, o alfa médio positivo e significativo indica que a estratégia – combinando *market timing* e seleção – pelo conjunto dos gestores foi capaz de gerar retornos levemente superiores aos da estratégia passiva. De acordo com

Tabela 1 – Teste paramétrico: $R_{Pt} - R_{ft} = \alpha + \beta_1(R_{Mt} - R_{ft}) + \beta_2 \max[0, R_{ft} - R_{Mt}] + e_{Pt}$; 243 fundos; entre setembro de 1998 e agosto de 2003

	MÉDIA	DESVIO PADRÃO
alpha	-0,003*	0,0009
beta 1	0,659*	0,0319
beta 2	0,133*	0,0294
r^2	0,622	
	# DE FUNDOS	% AMOSTRA
alpha (+) a 1% de significância	0	0,00%
alpha (+) a 5% de significância	4	1,65%
alpha (+) a 10% de significância	10	4,12%
alpha (-) a 1% de significância	6	2,47%
alpha (-) a 5% de significância	16	6,58%
alpha (-) a 10% de significância	19	7,82%
beta 2 (+) a 1% de significância	15	6,17%
beta 2 (+) a 5% de significância	27	11,11%
beta 2 (+) a 10% de significância	51	20,99%
beta 2 (-) a 1% de significância	1	0,41%
beta 2 (-) a 5% de significância	4	1,65%
beta 2 (-) a 10% de significância	6	2,47%
alpha > 0	84	34,57%
beta 2 > 0	175	72,02%

* indica rejeição da hipótese de coeficiente nulo ao nível de significância de 1%; (+) denota o número de fundos com estimativas significativamente positivas; (-) denota o número de fundos com estimativas significativamente negativas.

com os resultados da Tabela 1, uma minoria de gestores demonstra habilidade individual, com apenas 15 fundos (6,17% da amostra) apresentando $\alpha > 0$, ao nível de significância de 5%. Há alguma coincidência de diagnósticos entre as estimativas das Tabelas 1 e 2. Por exemplo, com 10% de significância, dos 27 fundos com $\alpha > 0$, 10 fundos também apresentam estimativas de $\beta_2 > 0$, e 1 fundo apresenta $\alpha > 0$ na equação (2) da Tabela 1.

Para descartar a suspeita de que os resultados da Tabela 1 são sensíveis a heterocedasticidade, a Tabela 3 apresenta as estimativas da regressão (2) corrigida segundo a equação (3). Não se percebe mudança qualitativa da evidência média de *market timing* positivo e seletividade negativa, nem da posse desses atributos por uma minoria dos gestores. A pequena diferença é o maior número de alfas significantes, o que não chega a indicar capacidade de seletividade do conjunto dos gestores, pois a quantidade de fundos com alfas significantemente positivos não é maior que a de negativos.

Os testes de *market timing* dependem da hipótese de que as probabilidades condicionais de previsões corretas sejam uniformes para todo o intervalo analisado, não importando a magnitude do excesso de retorno do mercado. No entanto, a habilidade em *market timing* não deve ser uniforme, pois os gestores devem prever mais facilmente grandes diferenças entre a carteira de mercado e a renda fixa do que diferenças pequenas.

Para testar essa suspeita, divide-se a amostra em duas, de acordo com a magnitude do valor absoluto do excesso de retorno do mercado. Os meses com $|R_{Mt} - R_{ft}|$ maior do

que a mediana da série são separados dos meses em que esse valor é menor que a mediana. Para o período analisado, a mediana do valor absoluto do excesso de retorno do mercado é 7,00% ao mês.

A Tabela 4 resume os resultados da análise das duas subamostras. De acordo com a intuição, observa-se *market timing* médio positivo e significativo para os grandes movimentos e insignificante para os pequenos. Da análise individual, confirma-se que essa habilidade dota uma minoria de gestores.

Surpreendentemente, nenhum fundo com *market timing* de pequenos movimentos de mercado apresenta simultaneamente *market timing* de grandes movimentos. Esse resultado não é intuitivo, na medida em que gestores com sensibilidade para prever pequenos movimentos de mercado deveriam antecipar também grandes movimentos. No entanto, é um resultado possível, uma vez que o número de fundos com *market timing* significantemente positivo em pequenos movimentos de mercado é reduzido (apenas 2,47% da amostra, ao nível de significância de 10%), não se podendo descartar que o tenham conseguido por sorte.

Henriksson (1984) realizou estudo semelhante ao mercado norte-americano, no período de fevereiro de 1968 a julho de 1980, e não encontrou evidência da capacidade dos gestores de preverem maiores movimentos do mercado superior a sua capacidade de preverem movimentos pequenos. Como os juros americanos flutuaram num intervalo menor que os brasileiros, os resultados de Henriksson talvez se expliquem pelo fato de os m

Tabela 2 – Teste paramétrico: $R_{pt} - R_{ft} = \alpha + \beta_1(R_{Mt} - R_{ft}) + e_{pt}$; 243 fundos; entre setembro de 1998 e agosto de 2003

	MÉDIA	DESVIO PADRÃO
alpha	0,003*	0,0006
beta	0,595*	0,0263
R2	0,612	
	# DE FUNDOS	% AMOSTRA
alpha (+) a 1% de significância	10	4,12%
alpha (+) a 5% de significância	15	6,17%
alpha (+) a 10% de significância	27	11,11%
alpha (-) a 1% de significância	10	4,12%
alpha (-) a 5% de significância	12	4,94%
alpha (-) a 10% de significância	16	6,58%
alpha > 0	164	67,49%

* indica rejeição da hipótese de coeficiente nulo ao nível de significância de 1%; (+) denota o número de fundos com estimativas significantemente positivas; (-) denota o número de fundos com estimativas significantemente negativas.

vimentos do mercado norte-americano de capitais não serem suficientemente amplos e persistentes.

Examinando melhor os dados, percebe-se que há correlação negativa entre α e β_2 . Conforme se observa na Tabela 1, 51 de 84 fundos com α positivo apresentam β_2 negativo, e 141 dos 158 fundos com α negativo apresentam β_2 positivo. Nenhum fundo apresenta ambos – *market timing* e seletividade – positivos ao nível de 10% de significância.

A correlação entre α e β_2 implica que fundos que apresentam retorno superior devido à seletividade possuem *market timing* negativo, comprometendo seu desempenho. Tal constatação contraria a análise desenvolvida por Treynor e Black (1973), que mostra que os gestores podem separar suas atividades de seleção de ativos da decisão do nível risco de mercado ao qual o fundo estará exposto (*market timing*).

A correlação negativa entre α e β_2 pode ser parcialmente

explicada pelo fato de o Ibovespa não replicar exatamente o mercado, na medida em que não contém todos os ativos da economia na proporção de mercado que representa. No entanto, as correlações são tão fortes que enfraquecem essa explicação para o fato.

Teste não-paramétrico

A correlação negativa entre α e β_2 fomenta o questionamento à especificação do modelo utilizado, cuja validade é suposta no teste paramétrico. O teste não-paramétrico é robusto à especificação incorreta ou à omissão de fatores relevantes, e, por isso, trata-se de procedimento indicado para esta situação.

Apesar de não requerer um modelo específico de retorno, o teste requer que a previsão do gestor seja conhecida ou que se tenha uma estimativa dela. Como a previsão do gestor não é conhecida, e as estimativas podem enviesar o procedimento, opta-se pelo retorno efetivo do fundo.

Tabela 3 – Teste paramétrico: $R_{P_i} - R_{M_i} = \alpha + \beta_1(R_{M_i} - R_{M_i}) + \beta_2 \max[0, R_{M_i} - R_{M_i}] + e_{P_i}$, com correção de heterocedasticidade; 243 fundos entre setembro de 1998 e agosto de 2003

	MÉDIA	DESVIO PADRÃO
alpha	-0,002*	0,0005
beta 1	0,630*	0,0294
beta 2	0,091*	0,0170
R2	0,631	
	# DE FUNDOS	% AMOSTRA
alpha (+) a 1% de significância	10	4,12%
alpha (+) a 5% de significância	13	5,35%
alpha (+) a 10% de significância	23	9,47%
alpha (-) a 1% de significância	15	6,17%
alpha (-) a 5% de significância	22	9,05%
alpha (-) a 10% de significância	27	11,11%
beta 2 (+) a 1% de significância	15	6,17%
beta 2 (+) a 5% de significância	32	13,17%
beta 2 (+) a 10% de significância	41	16,87%
beta 2 (-) a 1% de significância	0	0,00%
beta 2 (-) a 5% de significância	6	2,47%
beta 2 (-) a 10% de significância	11	4,53%
alpha > 0	98	40,33%
beta 2 > 0	162	66,67%

* indica rejeição da hipótese de coeficiente nulo ao nível de significância de 1%; (+) denota o número de fundos com estimativas significativamente positivas; (-) denota o número de fundos com estimativas significativamente negativas.

como medida de *performance*, comparando-o com o desempenho do Ibovespa, condicionado ao retorno deste último em relação à renda fixa. O teste analisa a *performance* total do fundo por meio da soma das probabilidades ($P_1 + P_2$), fornecendo uma medida de valor da estratégia ativa do fundo em relação à estratégia passiva. Se o gestor acerta mais do que erra, a soma das probabilidades é maior do que um.

Os resultados do teste não-paramétrico estão resumidos na Tabela 5. A estimativa da soma das probabilidades, de 1,044, indica que, apesar de pequena, é significativamente maior que um, indicando superioridade de desempenho da média das estratégias dos fundos ativos sobre a estratégia passiva.

Da análise individual dos fundos, confirma-se que uma minoria de gestores tem capacidade preditiva significativa.

Apenas 16 fundos de investimento (6,58% da amostra) apresentam soma de probabilidades superior a um com 1% de significância. Percebe-se também alguma coincidência de resultados entre os testes paramétrico e não-paramétrico. Ao nível de 10% de significância, dos 27 fundos com soma de probabilidades maior que um, 7 também apresentam estimativas de $\beta_2 > 0$, e 4 possuem $\alpha > 0$ na equação (2) da Tabela 1. Relativamente à equação (1) da Tabela 2, 10 dos 27 fundos com soma de probabilidades também apresentam estimativas de $\alpha > 0$.

Finalmente, utiliza-se o teste não-paramétrico para verificar se os gestores têm mais facilidade de prever grandes diferenças entre a carteira de mercado e a renda fixa. Novamente, divide-se a amostra em duas, segundo a mediana de $|R_{Mt} - R_{ft}|$, e procede-se ao teste das duas subamostras.

Tabela 4 – Teste paramétrico: $R_{pt} - R_{ft} = \alpha + \beta_1 (R_{Mt} - R_{ft}) + \beta_2 \max[0, R_{ft} - R_{Mt}] + e_{pt}$; amostra dividida pela magnitude de $|R_{Mt} - R_{ft}|$; 27 fundos; entre setembro de 1998 e agosto de 2003

	PEQUENAS MAGNITUDES		GRANDES MAGNITUDES	
	MÉDIA	DESVIO PADRÃO	MÉDIA	DESVIO PADRÃO
alpha	-0,000	0,0008	-0,003*	0,0012
beta 1	0,513*	0,0330	0,644*	0,0283
beta 2	0,010	0,0388	0,106*	0,0203
R2	0,436		0,675	
	# DE FUNDOS	% AMOSTRA		
alpha (+) a 1% de significância	6	2,47%	0	0,00%
alpha (+) a 5% de significância	15	6,17%	1	0,41%
alpha (+) a 10% de significância	24	9,88%	4	1,65%
alpha (-) a 1% de significância	1	0,41%	7	2,88%
alpha (-) a 5% de significância	3	1,23%	13	5,35%
alpha (-) a 10% de significância	7	2,88%	22	9,05%
beta 2 (+) a 1% de significância	1	0,41%	15	6,17%
beta 2 (+) a 5% de significância	2	0,82%	20	8,23%
beta 2 (+) a 10% de significância	6	2,47%	25	10,29%
beta 2 (-) a 1% de significância	3	1,23%	1	0,00%
beta 2 (-) a 5% de significância	14	5,76%	1	0,00%
beta 2 (-) a 10% de significância	26	10,70%	3	0,00%
alpha > 0	146	60,08%	97	39,92%
beta 2 > 0	89	36,63%	168	69,14%

* indica rejeição da hipótese de coeficiente nulo ao nível de significância de 1%; (+) denota o número de fundos com estimativas significativamente positivas; (-) denota o número de fundos com estimativas significativamente negativas.

A Tabela 6 confirma os resultados da Tabela 4, com uma estimativa de 1,106 para a soma das probabilidades, significativamente maior que um para grandes movimentos, e de igual a 0,972 para pequenos movimentos.

Individualmente, uma pequena proporção dos fundos apresenta capacidade preditiva significativa para grandes diferenças (36 fundos ao nível de 5% de significância), mas praticamente não se verifica essa habilidade para pequenas diferenças (nenhum fundo ao nível 5% de significância).

CONCLUSÕES

Diferentemente de outros estudos sobre o tema, encontra-se evidência fraca de habilidade em *market timing* para o mercado brasileiro de fundos de investimento de setem-

bro de 1998 a agosto de 2003, primordialmente decorrente da maior capacidade de alguns gestores em prever grandes diferenças de retorno entre a carteira de mercado e a renda fixa.

Da comparação com o clássico trabalho de Henriksson (1984), que não encontra *market timing* significativo no mercado americano, infere-se que os gestores americanos e exploram melhor os movimentos nos preços das ações em relação ao ativo de renda fixa num ambiente mais instável, com taxas de juros mais variáveis, como o Brasil.

A se repetir o padrão do período analisado, tal evidência sugere ser factível e mais eficiente uma estratégia de gestão passiva condicional à relativa estabilidade, mas que explore ativamente os momentos de maior turbulência.

Ao se tomar essa situação como um fato estilizado, motiva-se o desenvolvimento de uma explicação teórica

Tabela 5 – Teste não-paramétrico: retorno do fundo *versus* retorno da estratégia passiva, $H_o : (P_1 + P_2) \leq 1$; 243 fundos; entre setembro de 1998 e agosto de 2003

	MÉDIA	DESVIO PADRÃO
$(P_1 + P_2)$	1,044*	0,102
	# DE FUNDOS	% AMOSTRA
$P_1 + P_2 > 1$ a 1% de significância	12	4,94%
$P_1 + P_2 > 1$ a 5% de significância	16	6,58%
$P_1 + P_2 > 1$ a 10% de significância	27	11,11%
$P_1 + P_2 > 1$	169	69,55%

* indica rejeição da hipótese $H_o : (P_1 + P_2) \leq 1$ ao nível de significância de 1%.

Tabela 6 – Teste não-paramétrico: retorno do fundo *versus* retorno da estratégia passiva, $H_o : (P_1 + P_2) \leq 1$; amostra dividida pela magnitude de $|R_M - R_f|$; 243 fundos; entre setembro de 1998 e agosto de 2003

	PEQUENAS MAGNITUDES		GRANDES MAGNITUDES	
	MÉDIA	DESVIO PADRÃO	MÉDIA	DESVIO PADRÃO
$(P_1 + P_2)$	0,972	0,153	0,972	0,147
	# DE FUNDOS	% AMOSTRA	# DE FUNDOS	% AMOSTRA
$P_1 + P_2 > 1$ a 1% de significância	0	0,00%	12	4,94%
$P_1 + P_2 > 1$ a 5% de significância	0	0,00%	36	14,81%
$P_1 + P_2 > 1$ a 10% de significância	3	1,23%	51	20,99%
$P_1 + P_2 > 1$	128	52,67%	150	61,73%

* indica rejeição da hipótese $H_o : (P_1 + P_2) \leq 1$ ao nível de significância de 1%.



ou em linha com a hipótese de mercados eficientes em que o padrão tende a se repetir como remuneração por algum risco sistemático assumido, ou como uma anomalia passível de arbitragem até o seu desaparecimento.

Finalmente, a evidência nacional do sucesso da especulação ativa nas grandes variações não é suficientemente forte para justificar a alocação quase absoluta dos recursos em fundos ativos. A estagnação dos fundos passivos em percentuais relativamente baixos permanece inexplicada, representando tema potencial para pesquisas futuras. Do lado da demanda, cabe uma análise micro do grau de conhecimento do investidor sobre a diversidade de opções e seus padrões de retorno, e de suas motivações subjetivas para a escolha. Do lado da oferta, além do respectivo estudo micro abordando questões comerciais, cabem extensões que estudem o desempenho dos fundos passivos, principalmente no que diz respeito à sua efetiva capacidade de acompanhar seu referencial.

NOTA DE AGRADECIMENTO

Agradecemos à Eurilton Araújo Jr. (Ibmec São Paulo), Antônio Duarte Jr. (Faculdades Ibmec/RJ) e Gyorgy Varga (FCE Modelagem Financeira Aplicada) pelos comentários. Agradecemos também à FCE por gentilmente ceder os dados para este trabalho.

Artigo recebido em 24.05.2005. Aprovado em 13.12.2006.

Liliana de Magalhães Castro Leusin

Mestre em Economia Empresarial e Finanças pela Escola de Pós-Graduação em Economia, Fundação Getúlio Vargas

Interesses de pesquisa na área de apreçamento de ativos

E-mail: lleusin@plenusgestao.com.br

Endereço: Rua Quatá, 300, São Paulo - SP, 04546-042

Ricardo Dias de Oliveira Brito

Doutor em Economia pela Escola de Pós-Graduação em Economia, Fundação Getúlio Vargas

Interesses de pesquisa nas áreas de apreçamento de ativos, custo de capital, estrutura de capital e política de remuneração

E-mail: RicardoDOB@isp.edu.br

Endereço: Rua Quatá, 300, São Paulo - SP, 04546-042

REFERÊNCIAS

BRITO, N. Avaliação do desempenho e market timing: o índice de habilidade. *Revista Brasileira de Finanças*, v. 1, p. 1-17, 2003.

BRITO, N.; BONA, A.; TARCHIO, A. *Estimating Risk and Return Combinations for New Actively Managed Funds*. (Texto para discussão). de Janeiro: Coppead/UFRJ, 2003.

FAMA, E. Efficient capital markets: a review of theory and empirical work. *Journal of Finance*, v. 25, n. 2, p. 383-417, 1970.

FRANZ, P.; FIGUEIREDO, A. Avaliação da capacidade de market timing dos administradores de fundos mútuos de ações no Brasil. *Revista de Economia e Administração*, v. 2, p. 33-46, 2003.

HENRIKSSON, R. Market timing and mutual fund performance: an empirical investigation. *Journal of Business*, v. 57, n. 1, p. 73-96, 1984.

HENRIKSSON, R.; MERTON, R. On market timing and investment performance. II. Statistical procedures for evaluating forecasting skills. *Journal of Business*, v. 54, n. 4, p. 513-533, 1981.

JENSEN, M. The performance of mutual funds in the period 1945-1964. *Journal of Finance*, v. 23, n. 2, p. 389-416, 1968.

MERTON, R. On market timing and investment performance. I. An equilibrium theory of value for market forecasts. *Journal of Business*, v. 54, n. 3, p. 363-406, 1981.

TREYNOR, J.; MAZUY, E. Can mutual funds outguess the market? *Harvard Business Review*, v. 44, n. 4, p. 131-36, 1966.

