

# Poder preditivo do desempenho de fundos brasileiros de ações a partir do $R^2$ como medida do grau de seletividade\*

## *Predictive power of Brazilian equity fund performance using the $R^2$ as a measure of selectivity*

**Marcelo dos Santos Guzella**

Universidade de São Paulo, Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Departamento de Contabilidade e Atuária, São Paulo, SP, Brasil  
Companhia de Desenvolvimento Econômico de Minas Gerais, Belo Horizonte, MG, Brasil

**Carlos Heitor Campani**

Universidade Federal do Rio de Janeiro, Instituto COPPEAD de Administração, Rio de Janeiro, RJ, Brasil  
Edhec-Risk Institute, Paris, França

Recebido em 14.04.2016 - Desk aceite em 23.05.2016 - 2ª versão aprovada em 25.11.2016

### RESUMO

Este trabalho investigou o impacto do grau de seletividade dos fundos em sua performance por meio de uma metodologia pioneiramente (até onde foi verificado) aplicada no mercado brasileiro. Como indicador do grau de atividade do fundo, propusemos o coeficiente de determinação ( $R^2$ ) da regressão de seus retornos sobre os retornos de mercado. Foram avaliados 867 fundos de ações brasileiros no período de novembro de 2004 a outubro de 2014. Foi testada a hipótese de que fundos mais seletivos apresentariam melhores retornos para compensar seus custos mais elevados. Essa hipótese foi confirmada no mercado brasileiro. A avaliação foi feita pela subdivisão da amostra em portfólios igualmente ponderados, de acordo com o  $R^2$  e alfas históricos dos fundos, com rebalanceamento mensal e janelas móveis de 12 meses. O portfólio construído por fundos mais seletivos obteve índice Sharpe de 0,0494, em base mensal, e aquele composto por fundos menos seletivos registrou um índice de -0,0314. A performance foi superior também na avaliação pelo excesso de retorno, pelo alfa de Jensen e pelo retorno acumulado, e na comparação com portfólios formados por fundos selecionados aleatoriamente. Além disso, a performance passada (medida pelo alfa de Jensen) também se mostrou um preditor de performance. Em particular, o portfólio formado por fundos com menor  $R^2$  e maior alfa históricos apresentou índice Sharpe de 0,1483 e alfa de Jensen (significativo a 1%) de 0,87%, enquanto aquele formado por fundos com menor grau de atividade e menor alfa histórico obteve índice Sharpe de -0,0673 e alfa de Jensen (significativo a 1%) de -0,32%.

**Palavras-chave:** seletividade de fundos de ações, mercado financeiro brasileiro, poder preditivo, índice Sharpe, alfa de Jensen.

### ABSTRACT

*This paper aimed to investigate the impact of levels of selectivity on the performance of equity funds using a methodology applied for the first time ever (as far as we know) in the Brazilian market. As an indicator of the activity level of a fund, we proposed the coefficient of determination ( $R^2$ ) of the regression of its returns over market returns. In total, 867 funds were analyzed in the period between November 2004 and October 2014. The hypothesis tested is that more selective funds perform better to compensate for their higher operating costs. This hypothesis was confirmed in the Brazilian market. Dynamic equally-weighted portfolios of funds were simulated, according to their past  $R^2$  and alphas, with monthly rebalancing and 12-month moving windows. The portfolio of the most selective funds had a Sharpe ratio of 0.0494, on a monthly basis, while the portfolio of the least selective funds had a Sharpe ratio of -0.0314. Performance was also higher in evaluations involving excess returns, Jensen's alpha, and accumulated returns, as well as when compared to randomly selected portfolios. Moreover, past performance (as measured by Jensen's alpha) was also a predictor of future performance. Particularly, the portfolio composed by funds with a higher past alpha and lower past  $R^2$  presented a Sharpe ratio of 0.1483 and a Jensen's alpha of 0.87% (significant at 1%), while the one composed of funds with a lower past alpha and lower activity level presented a Sharpe ratio of -0.0673 and an alpha of -0.32% (also significant at 1%).*

**Keywords:** selectivity of equity funds, financial brazilian market, predictive power, Sharpe ratio, Jensen's alpha.

\*Trabalho apresentado no 15º Encontro Brasileiro de Finanças, São Paulo, SP, Brasil, julho de 2015.

## 1. INTRODUÇÃO

Um importante passo para a decisão de investimento em renda variável é a seleção dos ativos que farão parte do portfólio. No caso do investimento em fundos, a opção pode ser em fundos passivos, que acompanham índices, ou ativos, que tentam compensar um estilo de maior custo com retornos melhores. Segundo matéria da *The Economist* (*Fund management will invest for food: like books and music, the investment industry is being squeezed*, 2014), o total global de ativos sob gestão ativa atualmente supera 50 trilhões de dólares. A estimativa plausível da diferença de taxas e custos médios entre fundos ativos e passivos é de 1% do total de ativos sob gestão (Daniel, Grinblatt, Titman & Wermers, 1997). Isso quer dizer que a gestão ativa gera custos adicionais de aproximadamente meio trilhão de dólares anuais e a maior parte pode ser associada a esforços de seleção dos ativos que farão parte do portfólio. Até que ponto esses fundos sistematicamente conseguem ganhos brutos que superem esse montante? O grau de atividade de um fundo pode indicar maior rentabilidade esperada? Em caso afirmativo, como selecionar fundos pelo grau de atividade de forma a maximizar as chances de obter os melhores retornos?

Diversos estudos propuseram métodos simples ou sofisticados para obter tais respostas. O presente estudo tem por objetivo aplicar, pioneiramente (até onde verificamos) no mercado brasileiro, a metodologia de Amihud e Goyenko (2013), autores que investigaram a eficácia de um método para a seleção de fundos de ações estadunidenses baseado no seu grau de atividade ou seletividade, sob a hipótese de que maior atividade geraria maiores retornos.

O método pressupõe duas relações: a primeira, que fundos que selecionam mais seus ativos apresentam melhor performance, e a segunda, que esses fundos mais seletivos mostram trajetória de retornos menos correlacionada com a do mercado. Essas premissas levam à medição do grau de seletividade a partir do coeficiente de determinação ( $R^2$ ) da regressão linear do excesso de retorno desses fundos em função do excesso de retorno do mercado. Quanto menor a capacidade de os retornos do mercado explicarem a variabilidade do retorno dos fundos, maior o grau de seletividade do fundo e, portanto, melhor seria sua performance. Em outras palavras, considerando que *benchmarks* de mercado estão fundamentalmente expostos apenas ao risco sistemático, quanto mais eficaz for a exposição do fundo aos riscos idiossincráticos, melhor será sua performance média. Trata-se, portanto, de um

método que requer informações usualmente disponíveis, facilitando sua aplicação.

Amihud e Goyenko (2013) analisaram retornos mensais de 2.460 fundos com patrimônio de pelo menos 15 milhões de dólares, entre 1988 e 2010. A janela móvel para apuração do  $R^2$  e da performance foi de 24 meses. As performances foram medidas por meio do alfa gerado a partir de regressões usando o modelo de quatro fatores, aqui chamado de Fama, French e Carhart (FFC), exposto por Carhart (1997) e desenvolvido a partir do modelo de Fama e French (1993). Como teste de robustez, também foi utilizado o modelo de Cremers, Petajisto e Zitzewitz (2012), aqui chamado de CPZ. Primeiramente foram comparados os desempenhos de portfólios contendo fundos com diferentes níveis de  $R^2$  e alfas. Em seguida, por meio de modelos de regressão, foi verificada a capacidade de predição de performance do fundo por seu  $R^2$  apurado a partir de seu desempenho histórico. Por fim, também por meio de modelos de regressão, foram apurados os principais determinantes do  $R^2$  dos fundos, investigando o poder de explicação de características como tempo da atual gestão, tamanho, idade, despesas, *turnover* e estilo.

Os resultados de Amihud e Goyenko (2013) confirmaram essas relações e permitem concluir que há eficácia na metodologia. O portfólio de fundos com menor  $R^2$  e maior desempenho histórico apresentou retornos significativamente melhores que os dos demais portfólios. Além disso, a relação entre o  $R^2$  e algumas características dos fundos revela que ele é uma medida consistente de seletividade, sendo tempo da atual gestão, despesas e tamanho as variáveis que mais o influenciam.

Nesse contexto, o presente estudo se propõe a aplicar essa metodologia de seleção de ativos no mercado brasileiro de fundos de ação. A quantidade, tamanho e diversidade dessa classe de fundos evoluíram significativamente ao longo das últimas décadas no país e representa atualmente uma importante alternativa de investimento. A partir da relação com o desempenho do mais conhecido índice de ações da bolsa de valores brasileira [índice Bovespa (Ibovespa)] e uma *proxy* para a taxa livre de risco é medido o grau de seletividade desses fundos e testada a hipótese de que fundos mais seletivos apresentam melhor desempenho.

Diversos estudos internacionais buscaram averiguar se fundos mais seletivos apresentam de fato melhores retornos, utilizando as posições dos fundos em cada ativo. Dentre eles, destacam-se os de Brands, Brown e Gallagher (2005), Cremers, Ferreira, Matos e Starks

(2011), Cremers e Petajisto (2009) e Kacperczyk, Sialm e Zheng (2005). Estes estudos mostram que, em geral, quanto maior a divergência entre as posições desses fundos e a composição de índices de mercado, maior a performance apresentada. O estudo de Daniel et al. (1997), por sua vez, concluiu que a diferença de performance era correlacionada às despesas do fundo. Kacperczyk e Seru (2007) mostraram que fundos que investem em ativos baseados em informações fundamentalistas que diferem das expectativas dos analistas têm melhor desempenho.

No Brasil, alguns trabalhos foram desenvolvidos para analisar o desempenho de fundos com gestão ativa e identificar as variáveis com maior poder de explicação do desempenho desses fundos. Castro e Minardi (2009) desenvolveram um estudo de comparação entre os desempenhos de fundos brasileiros classificados como ativos e passivos de 1996 a 2006. Os resultados indicaram que a atuação ativa, embora seja a preferida dos investidores, em geral não apresenta resultado líquido, e até mesmo bruto, superior à passiva, levando a crer que a busca por ineficiências de mercado não trouxe os retornos esperados no mercado brasileiro no período. Em outras palavras, os preços dos títulos já refletiriam toda a informação existente até o ponto em que os benefícios marginais de seu uso não superariam os custos marginais.

Com resultado divergente, Rochman e Eid (2006) fizeram trabalho similar de comparação para 699 fundos abertos brasileiros de 2001 a 2006 e os resultados mostraram que, para fundos de ações e multimercados, a gestão ativa agregaria valor ao investidor.

Malacrida, Yamamoto, Lima e Pimentel (2007) analisaram o desempenho de fundos brasileiros com gestão ativa em relação ao Ibovespa, com dados de 66 fundos de 1999 a 2006. Foi possível constatar que as performances podem ser bem diferentes de fundo para fundo no curto e longo prazos, mas que quase 40% dos fundos apresentaram desempenho consistente no período, o que indicaria que a gestão ativa pode ter sido vantajosa para tais fundos.

Este artigo é organizado da seguinte maneira: na próxima seção é feita uma revisão de literatura a respeito da metodologia replicada no mercado brasileiro, bem como de outras formas de medição de nível de atividade, e da aplicabilidade de modelos de precificação de ativos no Brasil. Em seguida, são descritos a metodologia adotada e os critérios e características da amostra de fundos utilizada. A seção seguinte apresenta e discute os resultados da aplicação da metodologia, a seção 5 apresenta alguns importantes testes de robustez e a seção 6 conclui o trabalho.

## 2. REVISÃO DE LITERATURA

### 2.1 Predição de Performance a Partir do $R^2$

Este estudo se baseia na metodologia criada por Amihud e Goyenko (2013) para predição da performance de fundos a partir do nível de seletividade. A metodologia se apoia na hipótese de que quanto maior o nível de atividade dos fundos, melhor será sua performance. A performance é medida pelo alfa da regressão dos seus excessos de retornos utilizando o modelo de quatro fatores FFC e, como teste de robustez, o modelo CPZ, também de quatro fatores. A originalidade da metodologia consiste na medição do nível de atividade por meio do  $R^2$  da regressão dos excessos de retornos dos fundos a partir do modelo FFC. Segundo esse método, quanto menor o  $R^2$  dos fundos nessa regressão, maior o seu nível de atividade ou seletividade.

Para evitar o uso de um modelo baseado em relação espúria, Amihud e Goyenko (2013) compararam sua metodologia com outros métodos de avaliação de seletividade de fundos que utilizam como informação as composições das carteiras dos fundos. Um desses

métodos é representado pelo indicador seletividade característica, de Daniel et al. (1997). Essa métrica faz parte de uma medida de performance que compara cada ação no portfólio do fundo com um entre 125 diferentes *benchmarks* passivos. Esses *benchmarks* são portfólios compostos por ações de similar tamanho, *book-to-market* e retorno no ano anterior. Essas três medidas foram adotadas por serem os melhores preditores *ex-ante* de retornos de ações, segundo pesquisas anteriores (Daniel et al., 1997; Fama & French, 1992; Jegadeesh & Titman, 1993). Fama e French (1992) examinaram simultaneamente uma série de variáveis e concluíram que tamanho e *book-to-market* são as que podem explicar as variações nos retornos transversais esperados de ações. Posteriormente, Jegadeesh e Titman (1993) descreveram retornos significativos oriundos da estratégia de venda de ações que tiveram performance ruim no passado e de compra das que tiveram performance boa. A seletividade característica do fundo é, portanto, a média ponderada do excesso de retorno das ações do fundo em relação a um portfólio passivo composto por ações de mesmas

características.

Amihud e Goyenko (2013) regrediram o indicador de seletividade característica utilizando como variáveis explicativas o  $R^2$  e outras características dos fundos. Todos os modelos estatísticos construídos pelos autores incluíram seis importantes características dos fundos: (i) o tamanho, medido pelo patrimônio líquido, (ii) as despesas, medidas pelo percentual dos gastos administrativos, de gestão e operacionais em relação ao patrimônio líquido, (iii) o *turnover*, medido pelo total de vendas ou de compras de ações nos últimos 12 meses, dentre eles o menor, dividido pelo patrimônio líquido médio do período, (iv) a idade, medida pela diferença em anos entre a data da observação e a data em que cotas dos fundos foram oferecidas pela primeira vez, (v) o mandato, ou tempo da atual gestão, medido pela diferença em anos entre a data da observação e a data em que assumiu controle a administração do fundo relativa àquela observação e, por fim, (vi) o estilo ou tipo do fundo. Os estilos foram organizados em nove categorias: (i) crescimento agressivo, (ii) proventos, (iii) crescimento, (iv) crescimento de longo prazo, (v) crescimento e proventos, (vi) máximo ganho de capital, (vii) *mid-cap*, (viii) *small cap* e (ix) *micro-cap*. Os três últimos referem-se ao padrão típico de valor de mercado das empresas em que o fundo tem como foco investir, representando, respectivamente, empresas de valor médio, pequeno e muito pequeno.

Os resultados da regressão da seletividade característica a partir do  $R^2$  e das características dos fundos mostraram que o  $R^2$  pode ser considerado determinante do nível de seletividade dos fundos. O modelo resultou em coeficientes negativos e significativos para o  $R^2$ , confirmando sua capacidade de medir seletividade.

Amihud e Goyenko (2013) criaram portfólios de fundos segundo seu alfa e  $R^2$  calculados com base nos 24 meses anteriores. A organização foi feita por quintis. A cada mês, cada portfólio foi ajustado para compor os fundos com  $R^2$  e alfa correspondentes ao seu devido quintil. Esperava-se maior alfa médio no portfólio com posição de compra nos fundos com menor  $R^2$  e maior alfa. Quintis representados por portfólios contendo fundos com maior  $R^2$  ou com menor alfa devem sucessivamente apresentar retornos menores. Utilizando a amostra de retornos de 2.460 fundos entre 1988 e 2010, o quintil com fundos de menor  $R^2$  e maior alfa apresentou retorno estatisticamente significativo de 3,8% ao ano, superior ao retorno médio dos demais quintis, confirmando a hipótese levantada.

Para examinar as variáveis que possuem poder preditivo da performance dos fundos, seus alfas foram submetidos à regressão a partir do seu  $R^2$  e seu alfa

relativos ao mês anterior. O modelo contemplou também as seis características dos fundos. A hipótese é de que o coeficiente da regressão associado ao  $R^2$  seja negativo e significativo, ou seja, quanto menor o  $R^2$  do fundo com base em evolução histórica, maior é seu desempenho no período subsequente. Os resultados utilizando o modelo FFC indicaram que o  $R^2$  defasado apresenta coeficiente significativo e negativo, confirmando a hipótese. Resultados similares ocorrem para a transformada logarítmica do  $R^2$  e alterando o modelo de precificação para o CPZ.

Após confirmar o poder preditivo da performance dos fundos a partir do seu  $R^2$ , Amihud e Goyenko (2013) buscaram identificar os efeitos de suas características no  $R^2$ . O objetivo era identificar as variáveis que melhor explicam o  $R^2$  dos fundos e, conseqüentemente, seu grau de atividade. Para isso, foi construído um modelo de regressão com o  $R^2$  como variável dependente e essas características como variáveis independentes. As características que apresentaram coeficiente significativo foram despesas, tamanho (medido pelo patrimônio líquido) e tempo da atual gestão. Somente a variável tamanho apresentou coeficiente positivo. Os resultados indicaram que fundos com maiores taxas e custos tendem a ter maior grau de atividade e, por isso, menor  $R^2$ . Além disso, gestores com menos tempo tendem a evitar riscos não sistemáticos quando selecionam seus portfólios. O coeficiente positivo da variável tamanho permite apontar que fundos menores tendem a arriscar mais, acompanhando menos o mercado. As variáveis *turnover* e idade não apresentaram coeficientes significativos. O estilo dos fundos também se mostrou determinante do  $R^2$ : fundos do tipo *micro-cap*, *mid-cap* e crescimento agressivo apresentaram  $R^2$  baixo e fundos de *small cap*, de crescimento e proventos, de crescimento e de crescimento de longo prazo apresentaram  $R^2$  alto.

## 2.2 Modelos de Precificação de Ativos no Brasil

Como citado, para medir o nível de atividade do fundo, este estudo utiliza o  $R^2$  da regressão de seus excessos de retorno a partir dos excessos de retorno do mercado acionário brasileiro. Além disso, utilizamos o alfa (coeficiente linear) dessa mesma regressão para medir a performance do fundo. Optou-se pelo *Capital Asset Pricing Method* (CAPM) em ambos os casos pelo fato de ele ser relativamente simples e largamente conhecido e utilizado, tanto no Brasil quanto no exterior. Não há consenso a respeito da aplicabilidade de modelos como o Fama-French e suas variantes no mercado brasileiro. Laes e Silva (2014), por exemplo, indicam que resultados

a partir desses modelos apresentam problemas como não normalidade dos resíduos, presença de correlação entre os alfas dos fundos da amostra e do fator sorte como possível razão de desempenho superior. O trabalho consistiu na aplicação de técnicas de *bootstrap* em uma amostra de 812 fundos de 2002 a 2009 e de fato mostrou que em boa parte dos casos a variável sorte é o fator determinante da performance.

Outros autores desenvolveram tentativas de aprimorar modelos existentes ou definir o mais aplicável ao mercado brasileiro. Milani, Ceretta, Barba e Casarin (2010) viram que a inclusão de momentos superiores no CAPM, para captar efeitos de curtose e assimetria sistemáticas, não é de grande relevância para o aprimoramento da aplicabilidade do modelo no Brasil. Oliveira, Mussa e Gouvea (2011) testaram o poder de explicação dos modelos CAPM, 3-Fatores e 4-Fatores no mercado brasileiro de fundos de ações, usando dados de 2002 a 2009, e concluíram que nenhum desses modelos apresentou bom poder de explicação para os retornos desses fundos.

Com propósito semelhante, Bellizia (2009) investigou a aplicabilidade do CAPM para determinação do custo de capital próprio no Brasil. O modelo foi escolhido em detrimento de outros, como o *arbitrage pricing theory* (APT) e o Fama-French, por ser mais difundido no Brasil. A maioria das críticas relacionada ao modelo APT está ligada à inexistência de uma metodologia bem definida para identificação dos fatores a serem considerados. No caso do Fama-French, ressalta-se que o modelo foi construído a partir de evidências empíricas no mercado estadunidense e carece de suporte teórico.

Em estudo comparativo, Argolo, Leal e Almeida (2012) testaram a aplicabilidade do modelo Fama-French no Brasil. A análise compreendeu o período de 1995 a 2007 e mostrou que, apesar de esse modelo ter maior poder explicativo que o CAPM, foram encontradas médias altas e instabilidade nos fatores *high minus low* (HML) e *small minus big* (SMB). Estimativas de custo de capital próprio utilizando o CAPM mostraram-se mais razoáveis do ponto de vista financeiro. Além disso, a falta de um número adequado de ações com liquidez e de um histórico suficientemente longo dificultam a parametrização do modelo Fama-French.

Não obstante os resultados controversos de modelos multifatoriais no mercado brasileiro, optamos por usar o modelo FFC como teste de robustez na seção 5 a fim de tornar nossos resultados ainda mais consistentes e melhor comparáveis com o trabalho original para o mercado estadunidense.

## 2.3 Outras Medidas de Nível de Atividade de Fundos de Investimento

Além da metodologia de Amihud e Goyenko (2013), existem outras como, por exemplo, o *active share*, de Cremers e Petajisto (2009), o *industry concentration index* e o *return gap*, ambos, de Kacperczyk et al. (2005).

O *active share* representa a soma dos erros absolutos entre a posição de cada ação no portfólio dos fundos e a posição em um *benchmark* relacionado. Segundo Amihud e Goyenko (2013), a medição a partir do  $R^2$  é mais direta, usa dados prontamente disponíveis e não requer acesso às composições do portfólio do fundo, o que muitas vezes é um dado com pouca disponibilidade. A determinação do *benchmark* mais adequado para comparação também pode ser problemática. Um fundo que investe passivamente em dois *benchmarks* seria identificado incorretamente com alto nível de atividade segundo o *active share*. Amihud e Goyenko (2013) desenvolveram testes estatísticos entre *active share* e  $R^2$ , resultando em uma correlação média de -0,45 entre os indicadores. Isso mostra que, mesmo compartilhando o propósito de medir o grau de seletividade, cada indicador incorpora informações sobre os fundos não contempladas pelo outro. Os autores investigaram também se a inclusão desse indicador no modelo de regressão dos alfas dos fundos resultaria na perda de significância do  $R^2$ . Os alfas dos fundos foram então regredidos a partir do seu  $R^2$ , seu *active share* e suas características. Mesmo nesse modelo, o coeficiente do  $R^2$  continuou negativo e significativo, o que mostra que essa métrica traz contribuições para a predição da performance dos fundos em adição ao sugerido poder preditivo do *active share*.

O *industry concentration index* representa a soma dos quadrados dos desvios entre as posições de diferentes indústrias no portfólio dos fundos e em um portfólio de mercado. Tal medida possui, basicamente, as mesmas limitações discutidas anteriormente com relação ao *active share*.

O *return gap* é a diferença entre o retorno divulgado pelo fundo e o retorno de um portfólio *benchmark* que carrega as mesmas ações. Da mesma forma como fizeram com o *active share*, Amihud e Goyenko (2013) incluíram esses dois últimos indicadores como variáveis explicativas na regressão dos alfas dos fundos a partir do seu  $R^2$  e suas características. Mesmo após a inclusão, o coeficiente do  $R^2$  manteve-se significativo e negativo, levando à mesma conclusão obtida nos testes utilizando o *active share*.

### 3. METODOLOGIA DA PESQUISA

Nesta seção são apresentados os critérios adotados para replicação no mercado brasileiro da metodologia de Amihud e Goyenko (2013) para previsão de performance de fundos a partir de uma *proxy* para o nível de seletividade de cada fundo.

#### 3.1 Especificação da Medida de Seletividade

Neste trabalho foi utilizado o coeficiente de determinação  $R^2$  para medir o grau de seletividade dos

$$R^2 = \frac{\text{Variância do modelo}}{\text{Variância total}} = 1 - \frac{\text{Variância dos resíduos}}{\text{Variância total}} \quad \boxed{1}$$

Se esse modelo representa um portfólio de mercado, o  $R^2$  mede a semelhança entre as trajetórias de performance do fundo e desse portfólio. O risco a que os fundos se expõem pode ser dividido em sistemático e não sistemático ou idiossincrático. Portfólios de mercado, se são suficientemente diversificados, estão expostos somente ao risco sistemático. Portanto, sob o ponto de vista financeiro, a variância dos resíduos da regressão

fundos a serem analisados. Essa medida estatística, bem estabelecida por meio da clássica análise por regressão linear (vide, por exemplo, Rao (1973)), indica se o modelo utilizado na regressão linear é uma boa representação da variável a ser explicada. Em outras palavras, mostra quanto da variância do termo independente, que neste caso é o excesso de retorno dos fundos, é explicada pelo modelo, como mostra a equação 1.

pode ser entendida como o risco idiossincrático a que se expõe o fundo. Amihud e Goyenko (2013) discutem este ponto, fornecendo boa fundamentação teórica e argumentando que fundos mais seletivos têm trajetórias de retorno diferentes do portfólio de mercado e estão mais expostos ao risco idiossincrático. Em consequência, concluem que o  $R^2$  pode ser adotado como medida inversa do nível de atividade dos fundos, conforme equação 2.

$$R^2 = 1 - \frac{\text{Risco idiossincrático}}{\text{Risco idiossincrático} + \text{Risco sistemático}} \quad \boxed{2}$$

O portfólio de mercado neste trabalho foi representado pelo Ibovespa e o Certificado de Depósito Interbancário (CDI) foi adotado como *proxy* da taxa livre de risco.

#### 3.2 Composição da Amostra de Fundos

Foram considerados para a análise os 10 anos compreendidos entre novembro de 2004 e outubro de 2014. Entende-se que se trata de um período suficientemente longo, com épocas de estabilidade e épocas de crise. Foram extraídos da plataforma Quantum Axis séries mensais de retornos e patrimônio líquidos de fundos de ações brasileiros classificados como ativos. Os retornos são líquidos de taxas de administração. Para cada fundo foi também obtido seu estilo de atuação segundo critério

criado pela Associação Brasileira das Entidades dos Mercados Financeiro e de Capital (Anbima, 2015). Essa extração resultou na obtenção de 1.296 fundos de ações brasileiros em atividade e com dados disponíveis no momento da extração, novembro de 2014. A plataforma Quantum Axis define como fundos de ações ativos aqueles que têm ativos negociados em bolsas de valores ou contratos negociados no mercado futuro de índice e de opções de ações. Esses fundos são também considerados de ações segundo classificação feita pela Comissão de Valores Mobiliários (CVM). Foram então eliminados 399 fundos classificados como *masters* e 30 fundos com patrimônio líquido médio abaixo de um milhão de reais, aumentando o grau de liquidez da amostra, resultando em uma amostra de 867 fundos.

Para elevar a eficácia da medida de grau de seletividade pelo  $R^2$  e garantir uma amostra com fundos acessíveis para o investidor comum, foram excluídos da análise 189 fundos que exigem aplicação mínima acima de 100 mil reais e 286 fundos com público-alvo restrito, reservado ou exclusivo. Essas exclusões resultaram em um conjunto de 392 fundos. À parte e como teste de robustez, foi realizada simulação sem essas eliminações para se avaliar a consistência do modelo. Além disso, novamente para efeito de robustez, foi gerado outro cenário que exclui 157 fundos que possuem investimentos no exterior; investimentos no exterior poderiam gerar  $R^2$  baixo sem necessariamente maior seletividade no mercado nacional.

### 3.3 Especificação do Modelo de Precificação

Tanto para determinação do  $R^2$  quanto do alfa, foi utilizado o CAPM no caso base e o modelo FFC como teste de robustez. O CDI foi adotado como *proxy* para a taxa livre de risco e o Ibovespa como *proxy* para retorno de mercado por melhor representarem as alternativas de um investidor convencional. Para os três fatores adicionais de risco do modelo FFC, seguimos à risca a metodologia aplicada por Santos, Famá e Mussa (2012).

Alfas e  $R^2$  dos fundos foram apurados mensalmente com base em regressão linear dos seus excessos de retornos em relação ao CDI, utilizando como variável explicativa os excessos de retornos do Ibovespa em relação ao CDI (e os três fatores de FFC no teste de robustez). Alfa e  $R^2$  de um determinado mês são então resultados da regressão que utiliza como amostra uma janela móvel com observações dos 12 meses anteriores. Considera-se que esse período seja suficiente para verificar a correlação entre o desempenho do fundo e do Ibovespa e ainda torna os resultados mais significativos e o modelo mais parcimonioso. Os 12 primeiros meses da amostra foram a janela inicial para cálculo do  $R^2$  e alfa do mês subsequente, levando a um total de nove anos, ou 108 meses, para a construção dos portfólios de fundos. Um fundo que surgiu durante esse período de nove anos só passa a ser considerado para a construção dos portfólios 12 meses após sua inauguração, pois somente a partir daí suas séries de  $R^2$  e alfa podem ser estimadas.

Foram excluídas da amostra as observações com  $R^2$  abaixo de 0,5% ou acima de 99,5%, a fim de eliminar estratégias *outliers*, erros de estimativa ou indexadores puros. Com isso, chegou-se ao total de 39.057 observações. A Tabela 1 apresenta valores médios, medianos, mínimos e máximos da amostra de fundos utilizada.

**Tabela 1** Características da amostra de fundos utilizada para as simulações de portfólios

	$R^2$ (%)		Alfa (% mensal)		Patrimônio líquido (R\$ milhões)
	CAPM	FFC	CAPM	FFC	
Média	75	86	0,2	0,0	83,82
Mediana	82	91	0,1	0,1	27,95
Mínimo	1	2	-8,3	-10,4	0,22
Máximo	99	99	9,6	8,2	3.212,80

**Nota:** coeficiente de determinação ( $R^2$ ) e alfa são apurados a partir regressões utilizando o Capital Asset Pricing Method (CAPM) ou Fama, French e Carhart (FFC) como modelo de precificação, o índice Bovespa como proxy de retorno de mercado e o Certificado de Depósito Interbancário como proxy de taxa livre de risco.

**Fonte:** Elaborada pelos autores.

### 3.4 Construção de Portfólios Dinâmicos de Fundos

Para avaliar a influência do  $R^2$  na performance dos fundos foram construídos portfólios hipotéticos, com pesos igualmente ponderados e atualização mensal dos fundos que compõem a carteira de cada portfólio. A cada mês da amostra, cinco diferentes portfólios de fundos são construídos a partir de seu  $R^2$ . Cada portfólio representa um quintil da amostra de fundos. No 1º quintil se situam os fundos com menores valores de  $R^2$  registrados e no 5º quintil são alocados os fundos com maiores valores de  $R^2$ . A mesma regra é adotada para os quintis intermediários em que foram alocados os demais fundos. Quanto

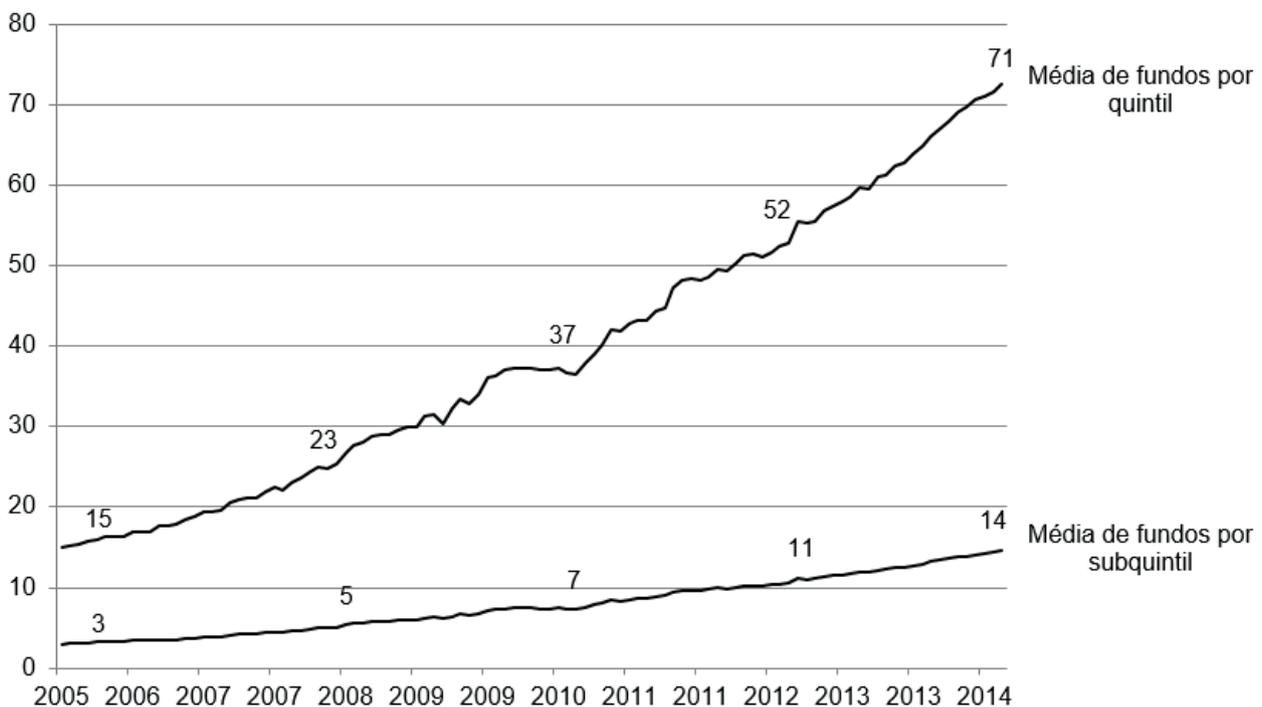
maior a ordem do quintil, maiores são os  $R^2$  dos fundos constituintes. Os quintis possuem a mesma quantidade de fundos, aproximadamente (isto ocorre porque o número total de fundos em cada mês em geral não é múltiplo de cinco). Como a amostra contém somente os fundos ativos no fim do período, a quantidade de fundos disponível para compor os portfólios aumenta ao longo do tempo. A Figura 1 mostra a evolução da quantidade de fundos que compõe cada quintil e subquintil.

A hipótese a ser testada é a de que o portfólio representado pelo 1º quintil apresentará performance superior ao representado pelo 2º quintil, e assim sucessivamente. Para uma avaliação abrangente, foram utilizadas como medidas de performance o excesso

de retorno médio, o alfa, o índice Sharpe e o retorno acumulado.

Para controlar os resultados pelo alfa registrados pelo fundo com base nos 12 meses anteriores, cada quintil feito a partir do  $R^2$  foi subdividido em cinco quintis construídos a partir do alfa. Para facilitar a explicação, esses quintis serão chamados de subquintis ou subportfólios. Ou seja, foram construídos cinco subportfólios de fundos em cada quintil feito a partir do  $R^2$ . O 1º subportfólio é representado pelos fundos com maiores valores de alfa registrados naquele quintil feito a partir do  $R^2$ , e assim

sucessivamente até o 5º subportfólio. Combinando quintis feitos a partir de  $R^2$  com subquintis feitos a partir de alfa, o modelo possui então 25 subportfólios. A cada mês é feito um reordenamento e reagrupamento dos fundos em subportfólios segundo essa lógica. Por persistência de performance, espera-se que o alfa histórico do fundo também possua poder explicativo da performance do portfólio. Em outras palavras, é esperado melhor desempenho do subportfólio contendo fundos com os maiores valores de alfa e os menores valores de  $R^2$ .



**Figura 1** Evolução da quantidade média de fundos em cada portfólio resultante da simulação

**Nota:** os quintis são representados por portfólios de fundos selecionados segundo seu coeficiente de determinação ( $R^2$ ). Os subquintis são subdivisões dos quintis representados por portfólios de fundos selecionados segundo seu alfa.  $R^2$  e alfa são obtidos por meio de regressão linear dos excessos de retorno dos fundos pelos excessos de retorno do índice Bovespa utilizando o Certificado de Depósito Interbancário como proxy de taxa livre de risco e janelas móveis de 12 meses.

**Fonte:** Elaborada pelos autores.

Finalmente, também foram construídos portfólios com seleção aleatória dos fundos. A cada mês, os fundos foram organizados em cinco quintis, mas escolhidos aleatoriamente ao invés de ordenados pelo  $R^2$ . A amostra utilizada nessa simulação é a mesma e a frequência de seleção continua mensal, com pesos igualmente ponderados. O desempenho desses portfólios será

comparado com o daqueles organizados segundo o  $R^2$  dos fundos. Espera-se que o portfólio com fundos de menor  $R^2$  tenha performance melhor do que aqueles com fundos selecionados aleatoriamente. Espera-se também que portfólios com fundos de maior  $R^2$  tenham performance pior do que aqueles constituídos de forma aleatória.

## 4. RESULTADOS

As simulações e análises confirmam a hipótese de que há no mercado de fundos brasileiro uma relação inversa entre R<sup>2</sup> e performance, como verificado no mercado estadunidense por Amihud e Goyenko (2013).

Nas Tabelas 2, 3 e 4 são apresentados, respectivamente, os excessos de retornos médios, alfas e índices Sharpe, em base mensal, de cada portfólio de fundos, representando seu desempenho. Os portfólios foram gerados a partir do ordenamento do R<sup>2</sup> e alfa da amostra de fundos com frequência mensal de seleção. Cada portfólio representa um quintil da distribuição de R<sup>2</sup> e um da distribuição de alfa dos fundos. Um portfólio com fundos de menor R<sup>2</sup>, por exemplo, é composto pelos fundos que, a cada mês, estiveram entre os 20% com menor R<sup>2</sup>. Os alfas dos portfólios foram estimados por meio de regressão de todo o período da amostra, utilizando CDI e Ibovespa como *proxies* de taxa livre de risco e de retorno de mercado, respectivamente. A estatística *t* dos alfas também é apresentada em cada célula da Tabela 3.

A Tabela 2 mostra que, no período e amostra de

fundos analisados, o portfólio com fundos de menor R<sup>2</sup> obteve excesso de retorno líquido médio de 0,26% ao mês, enquanto o portfólio de fundos com maior R<sup>2</sup> obteve excesso de retorno líquido médio de -0,19%. Fundos mais seletivos apresentaram, portanto, melhor performance na avaliação dos excessos de retorno. A mesma situação pode ser constatada na avaliação pelos alfas e pelos índices Sharpe. A Tabela 3 indica que o portfólio com fundos de menor R<sup>2</sup> apresentou alfa mensal de 0,34%, e o portfólio com fundos de maior R<sup>2</sup> apresentou alfa de -0,09%. O portfólio de fundos com menor R<sup>2</sup> e maior alfa passou gerou um alfa médio (estatisticamente significativo a 1%) de 0,87% ao mês, algo próximo de 11% ao ano, resultado ainda mais otimista que os 3,8% ao ano encontrados no mercado estadunidense por Amihud e Goyenko (2013). De acordo com a Tabela 4, o portfólio com fundos de maior seletividade apresentou índice Sharpe em base mensal de 0,0494 e o portfólio com fundos menos seletivos apresentou índice Sharpe de -0,0314. A partir dessas constatações, percebe-se que o maior grau de seletividade é compensado por desempenho superior.

**Tabela 2** Excessos de retornos médios mensais de cada portfólio de fundos

	Portfólios com fundos de menor R <sup>2</sup> (%)	Portfólios intermediários <sup>a</sup> (%)		Portfólios com fundos de maior R <sup>2</sup> (%)	Portfólios sem discriminação pelo R <sup>2</sup> (%)	
Portfólios com fundos de menor alfa	-0,46	-0,25	-0,15	-0,44	-0,43	-0,34
Portfólios intermediários <sup>b</sup>	0,14	0,10	0,05	-0,11	-0,39	-0,04
	0,30	0,28	0,32	-0,02	-0,19	0,14
	0,52	0,40	0,32	0,30	-0,08	0,29
Portfólios com fundos de maior alfa	0,79	0,75	0,49	0,41	0,12	0,51
Portfólios sem discriminação pelo alfa	0,26	0,26	0,21	0,03	-0,19	0,11

**Nota:** a composição de cada portfólio é feita organizando mensalmente a amostra de fundos brasileiros de ações considerados ativos em quintis (colunas), de acordo com seu coeficiente de determinação (R<sup>2</sup>), e em subquintis (linhas), de acordo com seu alfa. Também são apresentados os excessos de retorno dos portfólios sem organização por alfa e dos portfólios sem organização por R<sup>2</sup>. Alfa e R<sup>2</sup> dos fundos são obtidos por meio de regressão utilizando o índice Bovespa e o Certificado de Depósito Interbancário por meio de janelas móveis de 12 meses.

a: quanto mais à direita, maior o R<sup>2</sup> dos fundos; b: quanto mais abaixo, maior o alfa dos fundos.

**Fonte:** Elaborada pelos autores.

A mesma situação pode ser observada nos portfólios com seleção controlada também pelo alfa dos fundos. Dentre os portfólios contendo fundos com melhor alfa, aquele contendo fundos de menor R<sup>2</sup> apresentou, em base mensal, excesso de retorno médio de 0,79%, alfa de 0,87%, significativo no nível de 1%, e índice Sharpe de 0,1483. Já os fundos menos seletivos, ou de maior R<sup>2</sup>,

apresentaram excesso de retorno médio de 0,12%, alfa de 0,22% e índice Sharpe de 0,0207. Analisando os portfólios intermediários percebe-se que quanto maior o alfa e quanto menor o R<sup>2</sup> dos fundos constituintes, melhor o desempenho da cesta de fundos. Os resultados mostram que alfa e R<sup>2</sup> são parâmetros relevantes para a escolha dos investimentos e para a predição de sua performance.

**Tabela 3** Alfas mensais de cada portfólio de fundos de ações

	Portfólios com fundos de menor R <sup>2</sup> (%)		Portfólios intermediários <sup>a</sup> (%)		Portfólios com fundos de maior R <sup>2</sup> (%)		Portfólios sem discriminação pelo R <sup>2</sup> (%)	
Portfólios com fundos de menor alfa	-0,37 (1,17)	-0,15 (0,63)	-0,05 (0,26)	-0,34** (2,21)	-0,32*** (3,27)	-0,24 (1,46)		
	0,22 (0,87)	0,20 (0,88)	0,15 (0,77)	-0,01 (0,08)	-0,28*** (3,23)	0,06 (0,36)		
Portfólios intermediários <sup>b</sup>	0,39 (1,41)	0,37* (1,74)	0,41** (2,25)	0,08 (0,57)	-0,08 (0,82)	0,23 (1,49)		
	0,60** (2,32)	0,49** (2,21)	0,40** (2,29)	0,40** (2,47)	0,02 (0,19)	0,38** (2,37)		
Portfólios com fundos de maior alfa	0,87*** (3,14)	0,84*** (3,53)	0,59*** (2,64)	0,51*** (2,95)	0,22 (1,56)	0,61*** (3,24)		
Portfólios sem discriminação pelo alfa	0,34 (1,45)	0,35* (1,71)	0,30* (1,78)	0,13 (0,97)	-0,09 (0,90)	0,21 (1,33)		

**Nota:** as alfas representam o intercepto da regressão linear dos excessos de retorno dos portfólios aos excessos de retorno do índice Ibovespa. Também são apresentados os alfas dos portfólios sem organização por alfa e dos portfólios sem organização por coeficiente de determinação (R<sup>2</sup>). Os alfas são apresentados com suas respectivas estatísticas t, indicando sua significância estatística (\*\*\*: 1%; \*\*: 5%; \*: 10%).

a: quanto mais à direita, maior o R<sup>2</sup> dos fundos; b: quanto mais abaixo, maior o alfa dos fundos.

**Fonte:** Elaborada pelos autores.

A Figura 2 permite a compreensão visual da performance de alguns dos portfólios construídos. Nela é apresentada a evolução dos retornos mensais do portfólio contendo todos os fundos, do constituído pelos fundos com maior R<sup>2</sup> e do formado pelos fundos de menor R<sup>2</sup>. Além disso, os portfólios construídos por meio de seleção aleatória são representados por aqueles com maior e menor retorno acumulado na simulação: 180% e 152%, respectivamente. Os retornos são mostrados na forma composta acumulada a partir da mesma base 100, em termos nominais. Não houve seleção dos fundos pelo

alfa nos portfólios mostrados nas figuras. O retorno acumulado do portfólio de fundos com maior R<sup>2</sup> foi de apenas 70%, bem próximo ao do Ibovespa (81%), enquanto o da média dos fundos da amostra foi de 142%. O retorno acumulado dos fundos mais ativos, por outro lado, foi de 190%, bem superior ao do portfólio constituído por todos os fundos. O resultado favorece a utilização do R<sup>2</sup> como um dos critérios na escolha dos fundos, representando uma medida inversa do risco idiossincrático a que eles estão expostos.

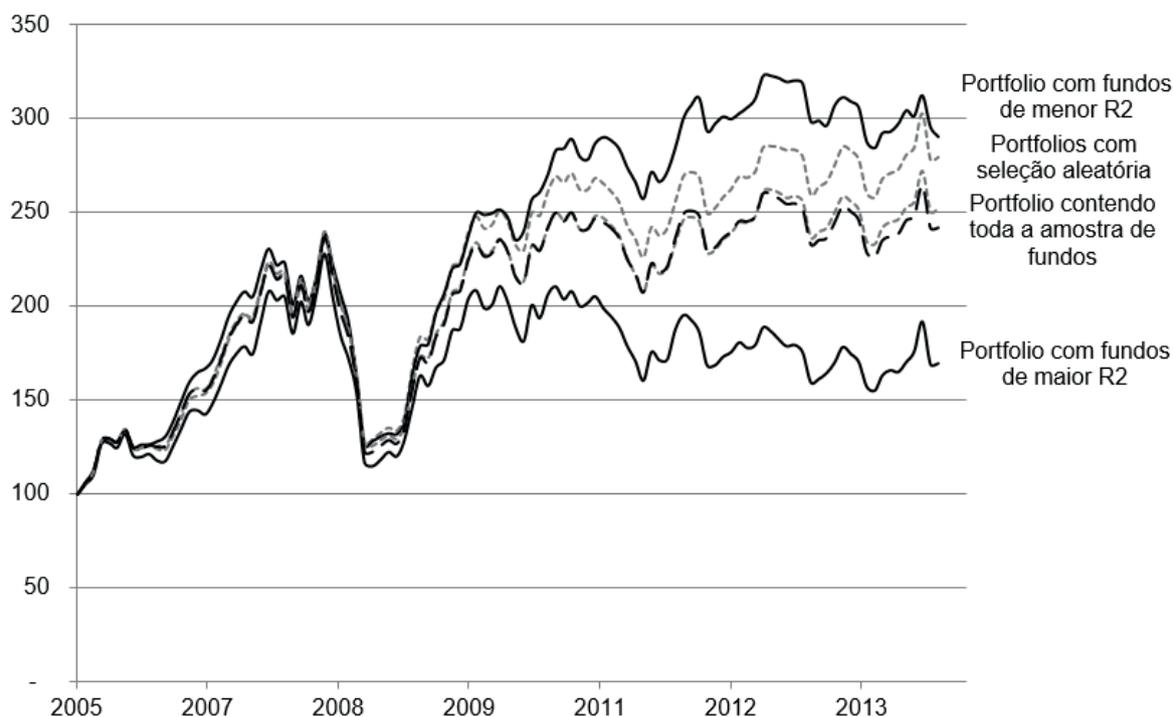
**Tabela 4** Índice Sharpe em base mensal de cada portfólio de fundos

	Portfólios com fundos de menor R <sup>2</sup>		Portfólios intermediários <sup>a</sup>		Portfólios com fundos de maior R <sup>2</sup>		Portfólios sem discriminação pelo R <sup>2</sup>	
Portfólios com fundos de menor alfa	-0,0753	-0,0398	-0,0244	-0,0722	-0,0673	-0,0573		
	0,0262	0,0174	0,0084	-0,0188	-0,0621	-0,0071		
Portfólios intermediários <sup>b</sup>	0,0547	0,0514	0,0551	-0,0028	-0,0302	0,0249		
	0,1046	0,0729	0,0594	0,0525	-0,0140	0,0541		
Portfólios com fundos de maior alfa	0,1483	0,1303	0,0816	0,0699	0,0207	0,0907		
Portfólios sem discriminação pelo alfa	0,0494	0,0450	0,0357	0,0048	-0,0314	0,0197		

**Nota:** o índice Sharpe é o quociente do excesso de retorno médio pelo seu risco. O risco é medido pelo desvio-padrão desses excessos de retorno. Os portfólios representam quintis e subquintis de fundos organizados mensalmente pelo seu coeficiente de determinação (R<sup>2</sup>) e alfa. Também são apresentados os índices Sharpe dos portfólios sem organização por alfa e dos portfólios sem organização por R<sup>2</sup>.

a: quanto mais à direita, maior o R<sup>2</sup> dos fundos; b: quanto mais abaixo, maior o alfa dos fundos.

**Fonte:** Elaborada pelos autores.



**Figura 2** Evolução do retorno acumulado dos portfólios

**Nota:** as trajetórias de retorno referem-se aos portfólios formados por fundos de maior coeficiente de determinação ( $R^2$ ), por fundos de menor  $R^2$ , por fundos selecionados aleatoriamente (linhas cinza tracejadas) e pela amostra com todos os fundos (linha preta tracejada). Dentre os portfólios de composição aleatória foram apresentados os que obtiveram os maiores e menores valores de retorno final, indicando a amplitude dos resultados. Os valores são apresentados a partir da base 100.

**Fonte:** Elaborada pelos autores.

## 5. TESTES DE ROBUSTEZ

Como testes iniciais de robustez, a mesma investigação foi realizada em dois diferentes cenários: (i) sem restrições em relação a público-alvo, aplicação mínima e perfil do investidor e (ii) desconsiderando os fundos com investimentos no exterior. De forma clara também é constatado nesses cenários que o  $R^2$  dos fundos é um poderoso determinante da performance. Portfólios contendo fundos com menor  $R^2$ , e consequentemente com maior grau de seletividade, apresentam performances

superiores aos que contêm fundos com maiores valores de  $R^2$ . Isso ocorre controlando ou não pelo alfa dos fundos. Os resultados são válidos tanto para excesso de retorno médio quanto para o alfa de Jensen e o índice Sharpe. Apresentamos nas tabelas 5 e 6 os resultados nesses cenários relativos ao índice Sharpe. As respectivas tabelas relativas a excessos de retornos e índices alfa estão disponíveis com os autores e não foram apresentadas por brevidade de espaço.

**Tabela 5** Índices Sharpe em base mensal de cada portfólio de fundos no cenário sem filtros relacionados à aplicação mínima e perfil do investidor

	Portfólios com fundos de menor R <sup>2</sup>	Portfólios intermediários <sup>a</sup>		Portfólios com fundos de maior R <sup>2</sup>	Portfólios sem discriminação pelo R <sup>2</sup>	
Portfólios com fundos de menor alfa	-0,0631	-0,0280	-0,0458	-0,0337	-0,0812	-0,0517
	0,0005	0,0091	0,0245	-0,0081	-0,0511	-0,0059
Portfólios intermediários <sup>b</sup>	0,0996	0,0720	0,0561	0,0298	-0,0293	0,0429
	0,1385	0,1014	0,0605	0,0483	-0,0033	0,0688
Portfólios com fundos de maior alfa	0,1120	0,0978	0,0900	0,0597	0,0162	0,0762
Portfólios sem discriminação pelo alfa	0,0537	0,0485	0,0361	0,0186	-0,0306	0,0242

**Nota:** o índice Sharpe é medido pela razão entre a média e o desvio-padrão dos excessos de retorno dos fundos. Também são apresentados os índices Sharpe dos portfólios sem organização por alfa e dos portfólios sem organização por coeficiente de determinação (R<sup>2</sup>).

a: quanto mais à direita, maior o R<sup>2</sup> dos fundos; b: quanto mais abaixo, maior o alfa dos fundos.

**Fonte:** Elaborada pelos autores.

**Tabela 6** Índices Sharpe em base mensal de cada portfólio eliminando os fundos que investem no exterior

	Portfólios com fundos de menor R <sup>2</sup>	Portfólios intermediários <sup>a</sup>		Portfólios com fundos de maior R <sup>2</sup>	Portfólios sem discriminação pelo R <sup>2</sup>	
Portfólios com fundos de menor alfa	-0,0580	-0,0445	-0,0467	-0,0894	-0,0776	-0,0655
	-0,0069	0,0277	0,0067	-0,0292	-0,0650	-0,0143
Portfólios intermediários <sup>b</sup>	0,0505	0,0510	0,0290	-0,0080	-0,0380	0,0166
	0,1157	0,0840	0,0618	0,0148	-0,0186	0,0518
Portfólios com fundos de maior alfa	0,1077	0,1192	0,0886	0,0786	-0,0070	0,0800
Portfólios sem discriminação pelo alfa	0,0409	0,0468	0,0274	-0,0081	-0,0421	0,0124

**Nota:** os portfólios são formados pela seleção mensal de fundos conforme seu alfa e coeficiente de determinação (R<sup>2</sup>), utilizando o Capital Asset Pricing Method como modelo de precificação, índice Bovespa e Certificado de Depósito Interbancário como retornos de mercado e livre de risco e janelas móveis de 12 meses. O índice Sharpe é o quociente da média pelo desvio-padrão dos excessos de retorno.

a: quanto mais à direita, maior o R<sup>2</sup> dos fundos; b: quanto mais abaixo, maior o alfa dos fundos.

**Fonte:** Elaborada pelos autores.

O próximo teste de robustez, conforme descrito anteriormente, diz respeito ao modelo de precificação utilizado. Ao invés de utilizarmos o CAPM, aplicamos a mesma metodologia, mas com o modelo de quatro fatores FFC, conforme Amihud e Goyenko (2013). Os resultados foram consistentes e novamente em linha com todos os resultados anteriores para excessos de retornos, alfas de Jensen e índice Sharpe. Por exemplo, o alfa de

Jensen encontrado no portfólio de fundos com menor R<sup>2</sup> e maior alfa passado gerou alfa médio anualizado de 3,7% contra negativos 4,6% do portfólio de fundos com maior R<sup>2</sup> e menor alfa passado. Aliás, tal valor de 3,7% ao ano é muito próximo dos 3,8% encontrados por Amihud e Goyenko (2013) no mercado estadunidense. A Tabela 7 apresenta os resultados em termos de índice Sharpe.

**Tabela 7** Índices Sharpe em base mensal de cada portfólio de fundos utilizando o modelo Fama, French e Carhart (FFC)

	Portfólios com fundos de menor R <sup>2</sup>		Portfólios intermediários <sup>a</sup>		Portfólios com fundos de maior R <sup>2</sup>		Portfólios sem discriminação pelo R <sup>2</sup>	
Portfólios com fundos de menor alfa	-0,0216	-0,0134	-0,0245	-0,0525	-0,0686	-0,0375		
	-0,0028	0,0199	0,0351	0,0063	-0,0325	0,0051		
Portfólios intermediários <sup>b</sup>	0,0240	0,0523	0,0370	0,0214	-0,0117	0,0248		
	0,1061	0,0545	0,0537	0,0417	0,0131	0,0537		
Portfólios com fundos de maior alfa	0,1039	0,0811	0,0712	0,0652	0,0371	0,0727		
Portfólios sem discriminação pelo alfa	0,0417	0,0388	0,0345	0,0156	-0,0135	0,0230		

**Nota:** coeficiente de determinação (R<sup>2</sup>) e alfas dos fundos são resultantes da regressão linear utilizando o índice Bovespa e os fatores de risco adicionais *small minus big*, *high minus low* e *winners minus losers* do modelo FFC.

a: quanto mais à direita, maior o R<sup>2</sup> dos fundos; b: quanto mais abaixo, maior o alfa dos fundos.

**Fonte:** Elaborada pelos autores.

## 6. DETERMINANTES DO R<sup>2</sup> DOS FUNDOS

Como o R<sup>2</sup> é uma medida abstrata, é importante entender quais características dos fundos brasileiros de ações podem indicar altos e baixos graus de seletividade (conforme o R<sup>2</sup>). Para isso, tal como elaborado por Amihud e Goyenko (2013) no mercado estadunidense,

foram feitas regressões de dados em painel utilizando como variável dependente uma transformação logarítmica dessa medida (que denominaremos TR<sup>2</sup>). A TR<sup>2</sup> possui distribuição mais simétrica, funcionando melhor que o R<sup>2</sup>, e é calculada segundo a equação 3.

$$TR^2 = \log [ (\sqrt{R^2} + c) / (1 - \sqrt{R^2} + c) ]$$

3

em que  $c = 0,5/n$  e  $n = 12$ , sendo este o tamanho da amostra usada para construção das séries de R<sup>2</sup>.

Os atributos dos fundos utilizados como variáveis explicativas do modelo foram tamanho, na forma logarítmica e logarítmica quadrática (para análise de curvatura), despesas (medidas pela taxa de administração sobre o patrimônio líquido), estilo e idade (na forma logarítmica). Os estilos foram representados por *dummies* identificando fundos (i) voltados para ações que distribuem dividendos, (ii) voltados para *small caps* e (iii) referenciados a índices. Fundos que não se enquadram nesses três estilos possuem atuações menos comuns ou não apresentam compromisso com estratégia específica. A idade corresponde ao tempo em anos do fundo desde sua data de início de atividades. Tamanho é medido pelo

patrimônio líquido do fundo. Informações relacionadas a trocas de gestão e *turnover* dos fundos, apesar de utilizadas no estudo estadunidense, não apresentaram graus de disponibilidade, abrangência e qualidade suficientes nas bases de dados utilizadas e com isso não foram utilizadas.

Da amostra foram retiradas oito janelas de 12 meses sem sobreposição com a TR<sup>2</sup> dos fundos ao fim da janela e seus atributos no início. As regressões foram feitas com erros clusterizados pelos fundos e unidades de tempo, além de conter *dummies* para cada período de 12 meses. Os resultados das regressões podem ser observados na Tabela 8, na qual os apresentamos tanto para o modelo CAPM, quanto para o modelo FFC (como teste de robustez).

**Tabela 8** Determinação do coeficiente de determinação ( $R^2$ ) a partir de atributos dos fundos como variável independente - TR dada pela equação 3

Variáveis independentes, defasadas	CAPM	FFC	Dummies de estilo	CAPM	FFC
Log(Tamanho)	68,80*** (3,09)	48,97*** (2,96)	Dividendos	1,21 (0,37)	8,79*** (4,71)
[Log(Tamanho)] <sup>2</sup>	-4,60*** (3,06)	-3,29*** (2,96)	Small caps	-18,51*** (5,59)	-4,03 (1,54)
Despesas	47,31 (0,47)	-16,84 (0,22)	Ativo índice	20,79*** (10,53)	11,94*** (7,81)
Log(Idade)	19,28*** (6,42)	13,07*** (5,81)	$R^2$	28%	27%

**Nota:** os coeficientes e suas respectivas estatísticas  $t$  são resultantes de regressões em painel da transformada logarítmica do  $R^2$  de fundos de ações brasileiros em função de seus principais atributos estáticos e dinâmicos. O  $R^2$  dos excessos de retorno dos fundos é obtido a partir dos modelos de precificação Capital Asset Pricing Method (CAPM) e Fama, French e Carhart (FFC).  
\*\*\*: significância estatística a 1%.

**Fonte:** Elaborada pelos autores.

Independentemente do modelo de precificação utilizado,  $R^2$  é crescente e côncavo na variável tamanho, fato evidenciado pelo coeficiente positivo no primeiro grau e negativo no segundo (ambos estatisticamente significativos), exatamente como no mercado estadunidense. Por outro lado, a variável despesas administrativas não se mostrou estatisticamente significativa. A variável idade mostrou-se muito significativa em ambos os modelos de precificação, além de positiva, outro resultado que diferiu de Amihud e

Goyenko (2013): fundos novos tendem a ser mais seletivos no Brasil.

Com relação aos estilos analisados, o fato de o fundo ser referenciado indica menor seletividade, consistente com o que se espera de um fundo baseado em índice. Fundos que apostam em ações com dividendos apresentam viés de alto  $R^2$ , indicando menos seletividade, e fundos que investem em ações de empresas relativamente pequenas possuem viés de  $R^2$  mais baixo (coeficiente negativo).

## 7. CONCLUSÃO

Este trabalho aplicou, no mercado brasileiro de fundos de ações, a metodologia de Amihud e Goyenko (2013) de predição de performance a partir do grau de atividade medido pelo  $R^2$ , ou seja, o  $R^2$  da regressão dos excessos de retorno dos fundos em função dos excessos de retorno do mercado (medido pelo Ibovespa). Foi investigada a amostra de 867 fundos de ações considerados ativos, no período de novembro de 2004 a outubro de 2014.

Assim como no mercado estadunidense, essa metodologia se mostrou bastante eficaz no Brasil para construção de portfólios de fundos de melhor performance. Fundos com valores mais baixos de  $R^2$ , identificados como mais seletivos, apresentaram retornos acima da média e fundos com valores de  $R^2$  mais altos, ou que acompanham mais o desempenho do mercado, tiveram performance inferior à média no período analisado. O portfólio de fundos que registrou maior grau de atividade apresentou excesso de retorno médio de 0,26% ao mês, alfa em base mensal de 0,34% e índice Sharpe de 0,0494. O portfólio constituído por fundos

menos seletivos apresentou média de excesso de retorno de -0,19%, alfa de -0,09% e índice Sharpe de -0,0314. Em relação ao retorno acumulado, o portfólio com fundos mais seletivos apresentou performance de 190%, enquanto o portfólio de fundos menos seletivos, ou de maior  $R^2$ , obteve apenas 70%.

Este estudo confirma a hipótese de que a exposição dos fundos ao risco idiossincrático resulta em desempenho superior, mesmo quando medido pelo índice Sharpe (que ajusta exposições a diferentes níveis de risco). Os resultados encontrados são robustos quando utilizamos o modelo de quatro fatores FFC em lugar do tradicional CAPM. A conclusão de que a seletividade leva a retornos superiores corrobora estudos anteriores feitos nos mercados brasileiro (Malacrida et al., 2007; Rochman e Eid, 2006) e internacional (Cremers e Petajisto, 2009; Daniel et al., 1997; Kacperczyk et al., 2005). O desempenho foi medido pelo excesso de retorno médio, pelo alfa de Jensen, pelo índice Sharpe e pelo retorno acumulado. Em todos os casos, a performance dos

portfólios construídos aumenta gradualmente com a diminuição do  $R^2$  dos fundos constituintes. Um resultado adicional, porém igualmente interessante, é o de que o alfa histórico dos fundos constituintes também se mostrou determinante da performance. Em outras palavras, performance passada (medida pelo alfa de Jensen) indica maior chance de performance futura. O alfa e o  $R^2$  dos fundos se mostraram, portanto, indicadores (no mínimo razoáveis) de performance e podem assim ser utilizados pelo investidor para decidir em que ativos (mais precisamente, fundos brasileiros de ações) serão

alocados seus recursos (essa conclusão é especialmente relevante para fundos de fundos).

Como sugestão de pesquisa futura pode-se investigar se um portfólio com número baixo e fixo de fundos de baixo  $R^2$  e alto alfa de Jensen manteria a performance eficiente aqui encontrada de forma a possibilitar uma carteira com menos fundos e provavelmente com menores custos. Outra ideia promissora seria tentar identificar as fontes de risco não capturadas pelo CAPM que explicariam a performance desses fundos.

## REFERÊNCIAS

- Amihud, Y., & Goyenko, R. (2013). Mutual fund's  $R^2$  as predictor of performance. *Review of Financial Studies*, 26, 667-694.
- Argolo, E. F. B., Leal, R. P. C., & Almeida, V. S. (2012). *O modelo de Fama e French é aplicável no Brasil?* Rio de Janeiro, RJ: Instituto Coppead de Administração.
- Associação Brasileira das Entidades dos Mercados Financeiro e de Capital. (2015). *Classificação ANBIMA de Fundos*. Recuperado de <http://portal.anbima.com.br/fundos-de-investimento/classificacao-de-fundos/classificacao-anbima-de-fundos/Pages/classificacao.aspx>.
- Bellizia, N. W. (2009). *Aplicação do CAPM para a determinação do custo de capital próprio no Brasil* (Dissertação de Mestrado). Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo, São Paulo.
- Brands, S., Brown, S. J., & Gallagher, D. R. (2005). Portfólio concentration and investment manager performance. *International Review of Finance*, 4(3-4) 149-174.
- Carhart, M. (1997). On persistence in mutual fund returns. *Journal of Finance*, 52(1), 57-82.
- Castro, B. R., & Minardi, A. M. A. F. (2009). Comparação do desempenho dos fundos de ações ativos e passivos. *Revista Brasileira de Finanças*, 7(2), 143-161.
- Cremers, M., & Petajisto A. (2009). How active is your fund manager? A new measure that predicts performance. *Review of Financial Studies*, 22(9), 3329-3365.
- Cremers, M., Ferreira, M., Matos P., & Starks, L. (2011). The mutual fund industry worldwide: explicit and closet indexing, fees, and performance [Working Paper]. *Social Science Research Network*. Recuperado de [https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=1830207](https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1830207).
- Cremers, M., Petajisto, A., & Zitzewitz E. (2012). Should benchmark indices have alpha? Revisiting performance evaluation. *Critical Finance Review*, 2(1), 1-48.
- Daniel, K., Grinblatt, M., Titman, S., & Wermers, R. (1997). Measuring mutual fund performance with characteristic-based benchmarks. *Journal of Finance*, 52(3), 1035-1058.
- Fama, E. F., & French, K. R. (1992). The cross-section of expected stock returns. *Journal of Finance*, 47(2), 427-465.
- Fama, E. F., & French, K. R. (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics*, 33(1), 3-56.
- Fund management will invest for food: like books and music, the investment industry is being squeezed. (2014). *The Economist*. Recuperado de <http://www.economist.com/news/briefing/21601500-books-and-music-investment-industry-being-squeezed-will-invest-food>.
- Jegadeesh, N., & Titman, S. (1993). Returns to buying winners and selling losers: implications for stock market efficiency. *Journal of Finance*, 48(1), 65-91.
- Kacperczyk, M. T., & Seru, A. (2007). Fund manager use of public information: new evidence on managerial skills. *Journal of Finance*, 62(2), 485-528.
- Kacperczyk, M. T., Sialm, C., & Zheng, L. (2005). On industry concentration of actively managed equity mutual funds. *Journal of Finance*, 60(4), 1983-2011.
- Laes, M. A., & Silva, M. E. (2014). Performance of mutual equity funds in Brazil: a bootstrap analysis. *Revista Economia*, 15(3), 294-306.
- Malacrida, M. J. C., Yamamoto, M. M., Lima, G. A. S. F., & Pimentel, R. C. (2007). Gestão ativa dos fundos de investimento: uma análise de desempenho. *Anais do 7º Congresso USP de Controladoria e Contabilidade*, São Paulo, SP, Brasil.
- Milani, B., Ceretta, P. S., Barba, F. G., & Casarin, F. (2010). Fundos de investimento brasileiros: a influência dos momentos superiores na avaliação de desempenho. *Revista Brasileira de Gestão de Negócios*, 12(36), 289-303.
- Oliveira, B. G. Filho, Mussa, A., & Gouvea, M. A. (2011). Modelos de retornos esperados para fundos de investimentos de ações no mercado brasileiro: testes empíricos utilizando metodologia preditiva. *Anais do XIV SEMEAD – Seminários em Administração – São Paulo, SP, Brasil*.
- Rao, C. R. (1973). *Linear statistical inference and its applications* (2a. ed.). New York, NY: Wiley.
- Rochman, R. R., & Eid, W. Junior (2006). Fundos de investimento ativos e passivos no Brasil: comparando e determinando seus desempenhos. *Anais do XXX Encontro Nacional dos Programas de Pós-Graduação em Administração*, Salvador, BA, Brasil.
- Santos, J. O., Famá, R., & Mussa, A. (2012). A adição do fator de risco momento ao modelo de precificação de ativos dos três fatores de Fama & French aplicado ao mercado acionário brasileiro. *Revista de Gestão REGE*, 19(3), 453-472.

### Endereço para correspondência:

#### Marcelo dos Santos Guzella

Universidade de São Paulo, Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Departamento de Contabilidade e Atuação  
Avenida Professor Luciano Gualberto, 908 – CEP: 05508-010  
Cidade Universitária – São Paulo – SP – Brasil  
E-mail: marcelo.guzella@usp.br, marceloguzella@yahoo.com.br