

Insper Instituto de Ensino e Pesquisa
Programa de Mestrado Profissional em Economia

Rogério Domingues Merhy

COEFICIENTE DE DETERMINAÇÃO DE FUNDOS DE AÇÕES
COMO PREVISOR DE DESEMPENHO

São Paulo

2013

Rogério Domingues Merhy

**Coeficiente de determinação de fundos de ações como
previsor de desempenho**

Dissertação apresentada ao Programa de Mestrado Profissional em Economia do Insper Instituto de Ensino e Pesquisa, como parte dos requisitos para a obtenção do título de Mestre em Economia.

Área de concentração: Finanças e Macroeconomia Aplicadas.

Orientador: Prof. Dr. Michael Viriato Araujo

São Paulo

2013

Merhy, Rogerio Domingues

Coeficiente de determinação de fundos de ações como previsor de desempenho / Rogerio Domingues Merhy; orientador: Michael Viriato Araujo – São Paulo: Insper, 2013.

39 f.

Dissertação (Mestrado – Programa de Mestrado Profissional em Economia. Área de concentração: Finanças e Macroeconomia Aplicadas) – Insper Instituto de Ensino e Pesquisa.

FOLHA DE APROVAÇÃO

Rogério Domingues Merhy

Coeficiente de determinação de fundos de ações como previsor de desempenho

Dissertação apresentada ao Programa de Mestrado Profissional em Economia do Insper Instituto de Ensino e Pesquisa, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre em Economia.

Área de concentração: Finanças e Macroeconomia Aplicadas

Aprovado em: Dez/ 2013

Banca Examinadora

Prof. Dr. Michael Viriato Araujo

Orientador

Instituição: Insper

Assinatura: _____

Prof. Dr. Marco Lyrio

Instituição: Insper

Assinatura: _____

Prof. Dr. Clemens Nunes

Instituição: EESP - FGV

Assinatura: _____

AGRADECIMENTOS

Agradeço ao meu orientador Prof. Dr. Michael Viriato Araujo pelo incentivo e atenção durante todo o desenvolvimento do trabalho. Aos meus colegas e professores do mestrado, por todo conhecimento transmitido e pelo ambiente amigável no curso. Aos meus colegas da Belgravia Family Office, pelo apoio e suporte dado para que fosse possível a realização desse curso.

A meus pais, Gladston e Cilene, por estarem sempre presentes e por serem exemplos de dedicação e perseverança.

A minha esposa Angela, sempre presente nos bons e maus momentos, pelo suporte e paciência. Obrigado por fazer parte da minha vida e me fazer buscar ser uma pessoa melhor.

RESUMO

MERHY, Rogério Domingues. **Coefficiente de Determinação de Fundos de Ações como Previsor de Desempenho**. 2013. 39 f. Dissertação (Mestrado) – Insper Instituto de Ensino e Pesquisa, São Paulo, 2013.

Este trabalho se propõe a estender o trabalho que Amihud e Goyenko (2013) efetuaram para os EUA, avaliando um indicador de desempenho de fundos de ações com gestão ativa no Brasil, o Coeficiente de Determinação (R^2) obtido da regressão dos retornos do fundo em um modelo de *benchmark* multi-fatorial. Este indicador se propõe a ser uma medida de seletividade, sendo um bom previsor de desempenho de fundos de ações com gestão ativa. Utilizando uma amostra de fundos de ações com gestão ativa no período de julho de 2001 a Junho de 2013, são efetuadas regressões dos retornos mensais dos fundos nos retornos dos fatores do modelo Fama e French (1993) e Carhart (1997) e o R^2 e o *alfa*, intercepto da regressão, são utilizados como critérios de seleção para a criação de carteiras de fundos de ações e para prever o desempenho individual dos fundos. As carteiras apresentaram desempenho superior quando o R^2 foi utilizado como parâmetro de seleção e este indicador foi estatisticamente significativo e apresentou o sinal esperado para explicar os retornos fora da amostra dos fundos, com resultados semelhantes aos encontrados por Amihud e Goyenko (2013) para os EUA.

Palavras chaves: Fundos de Investimento de Ações, Modelo de Fatores, Análise de Desempenho, Seletividade.

(JEL G11, G20, G23)

ABSTRACT

MERHY, Rogerio Domingues. **Equity Fund's Coefficient of Determination as Predictor of Performance**. 2013. 39 f. Dissertation (Mastership) – Insper Instituto de Ensino e Pesquisa, São Paulo, 2013.

This paper proposes to extend the work that Goyenko and Amihud (2013) realised to the U.S., evaluating a performance indicator of equity funds with active management in Brazil, the coefficient of determination (R^2) obtained from the regression of fund returns in a model of multi - factor benchmark . This indicator is intended to be a measure of selectivity, being a good predictor of performance of equity mutual funds with active management. Using a sample of equity mutual funds with active management in the period July 2001 to June 2013, regressions of monthly returns of the funds are estimated against the returns of Fama and French (1993) and Carhart (1997) factors and the R^2 model and alpha, intercept of the regression, are used as a selection criterion for creating portfolios of equity funds and to predict the performance of individual funds. The portfolios showed superior performance when R^2 was used as a selection parameter and this indicator was statistically significant and had the expected sign in explaining the returns of the funds out of the sample, with results similar to the U.S., found by Goyenko and Amihud (2013).

Keywords: Equity Funds, Factor Model, Performance Analysis, Selectivity.

(JEL G11, G20, G23)

Lista de tabelas

Tabela 1– Estatísticas dos Fatores do Modelo Fama, French e Carhart	26
Tabela 2 – Estatísticas dos fundos de ações de gestão ativa	29
Tabela 3 – Regressão dos Retornos Mensais das Carteiras - agrupamento por α e R^2 defasados	31
Tabela 4 - Regressão dos Retornos Trimestrais e Semestrais das Carteiras - agrupamento por α e R^2 defasados	31
Tabela 5 – Efeito de R^2 no α_t dos fundos de ações	34

Sumário

1 Introdução	9
2 Revisão Bibliográfica	13
2.1. Modelo de Fama e French	15
2.2. Modelo de Fama French Carhart (<i>FFC</i>)	17
2.3. R^2 como previsor de performance – Amihud e Goyenko (2013)	19
3 Metodologia, descrição dos dados e resultados.	22
3.1. Modelo de <i>Benchmark</i> de fatores – Base Económica®	23
3.2. Os fundos de ações – Base SI-ANBIMA®	25
3.3. Carteiras agrupadas por R^2 e <i>alfa</i>	28
3.4. Prevendo o desempenho dos fundos utilizando o <i>alfa</i>	32
4 Conclusões	36
Referências Bibliográficas	38

1 Introdução

Comparar o desempenho de fundos de investimento com gestão ativa é difícil por causa da heterogeneidade entre os fundos. Carhart (1997) avalia o desempenho de fundos de investimento com uma medida de retorno ajustado ao risco, o intercepto da regressão, chamado de *alfa*, dos retornos excedentes dos fundos contra os retornos de um modelo de *benchmarks*. O modelo de *benchmarks* utilizado por Carhart (1997) foi baseado no modelo de Fama e French (1993) com o acréscimo de um fator Momento e ficou conhecido na literatura como modelo de Fama, French e Carhart (*FFC*).

Este trabalho apresenta um indicador de seletividade de fundos de investimento em ações com gestão ativa, o Coeficiente de Determinação da regressão (R^2) dos retornos excedentes dos fundos contra um modelo de *benchmarks*, o modelo *FFC*, e avalia se este indicador ajuda a explicar o desempenho futuro dos fundos, medido pelo *alfa*, e se ele pode ser utilizado como estratégia de seleção de fundos para a montagem de carteiras. A metodologia utilizada é baseada no trabalho que Amihud e Goyenko (2013) utilizaram para avaliar fundos de ações com gestão ativa para os EUA.

Desde os primeiros fundos de investimento, a principal motivação desta forma de investimento é a vantagem de investidores não profissionais poderem confiar seus recursos financeiros a profissionais, os gestores, que possuem habilidade superior para atuar no mercado, supostamente formando carteiras mais rentáveis do que a média.

Existem pelo menos duas formas de gestão de investimentos: ativa e passiva. Fundos com gestão passiva formam carteiras usando critérios objetivos e replicáveis, normalmente seguindo índices de mercado ou *benchmarks*. Fundos com gestão ativa obtêm retorno explorando ineficiências de mercado, negociando ativos mal precificados e especulando preços. Fama (1972) classifica as estratégias de gestão ativa em dois tipos: seletividade e *market timing*. A seletividade é a capacidade do gestor de escolher ativos com retornos ajustados ao risco superiores a um *benchmark*. Já o *market timing* seria a capacidade de gerar retornos alterando a alocação da carteira entre ativos com risco e o ativo livre de risco.

Sharpe (1992) atribui o desempenho de um fundo de investimento em um período à competência do gestor na alocação de ativos ou na gestão da carteira. A habilidade do gestor

pode ser mensurada comparando o retorno do fundo com os retornos das classes de ativos que o constituem. Porém, a comparação entre fundos é difícil devido à heterogeneidade entre eles. Há várias formas de avaliar o desempenho de fundos, observando-se nos trabalhos sobre o assunto a utilização de três formas principais: medidas estatísticas e índices neles baseados, modelos que relacionam os retornos dos fundos com retornos de ativos, chamados de modelos fatoriais, e modelos que explicam o retorno do fundo de acordo com determinadas características. Algumas medidas estatísticas e índices baseados nestas são média, mediana, desvio padrão, variância, covariância, assimetria, curtose, índice de Sharpe e *Information Ratio*. Quanto aos modelos fatoriais, a maioria deles é baseada no *Capital Asset Pricing Model (CAPM)*, onde os dois modelos de maior destaque são o modelo de Fama e French (1993), e o modelo de Carhart (1997), que na literatura ficou conhecido como modelo Fama, French e Carhart (*FFC*). Os modelos que tentam explicar o desempenho de acordo com características específicas são conhecidos como modelos de microfatores, e alguns exemplos de características são idade e quantidade de ativos da carteira.

O indicador R^2 se enquadra na categoria de indicadores baseados em modelos fatoriais. Ele é obtido efetuando-se a regressão, por mínimos quadrados ordinários, dos retornos mensais excedentes à taxa livre de risco, no caso o CDI, de fundos de ações com gestão ativa contra os fatores do modelo *FFC*. O R^2 obtido é então utilizado, junto do intercepto da regressão, chamado de *alfa*, como critério de seleção de fundos para a criação de carteiras de fundos de ações com gestão ativa. O indicador R^2 também é utilizado, junto com o *alfa* da regressão e outras características dos fundos (patrimônio líquido, idade, se o fundo pode alavancar e se cobra taxa de performance), para prever o desempenho futuro do fundo, mensurado como a diferença entre o retorno excedente à taxa livre de risco do fundo e o retorno previsto pelo modelo *FFC*.

No Brasil, há diversas modalidades de fundos de investimentos, dentre elas estão os fundos de investimento em ações, cujas carteiras são compostas no mínimo por 67% de títulos negociáveis em bolsa de valores, conforme legislação da Comissão de Valores Mobiliários (CVM), órgão regulatório dos fundos de investimento no Brasil. Dados da Associação Brasileira das Entidades dos Mercados Financeiros e de Capitais¹ (ANBIMA) comprovam o crescimento da indústria de fundos brasileira nas últimas décadas. Em 1972, existiam 88 fundos; em 1994, eram 896; em agosto de 2013, 13.418. O patrimônio líquido (PL)

¹ Fonte: ANBIMA: www.anbima.com.br

administrado pelos fundos era de pouco mais de R\$ 46 bilhões em 1994, já em agosto de 2013, era de R\$ 2,35 trilhões. Deste patrimônio, 8,4% são fundos de investimento em ações.

Um dos principais trabalhos de análise de seletividade de fundos de investimento no Brasil utilizando modelos de fatores é o trabalho de Castro e Minardi (2009), onde os autores avaliam se os fundos de gestão ativa teriam seletividade superior, mensurando o desempenho de fundos de investimentos de ações utilizando o *alfa* obtido pela regressão de fundos de ações contra o modelo *FFC* mais um fator de *market timing*. A conclusão deste trabalho é que os retornos dos fundos podem ser explicados pelos fatores do modelo *FFC* e pelo patrimônio do fundo, gerando *alfa* não significativo, concluindo que não existe seletividade superior. O trabalho de Monteiro (2006) analisa a persistência de desempenho de fundos de ações utilizando vários indicadores e conclui que a persistência para o próximo mês não é significativa, mas que para o horizonte de três e seis meses existe persistência.

Este trabalho se propõe a testar se o R^2 é negativamente correlacionado com o desempenho de fundos de investimento de gestão ativa em ações, isto é, fundos com menor R^2 tem melhor desempenho que fundos com maior R^2 . Foram efetuados testes para averiguar se o R^2 é relevante para explicar e prever o *alfa* fora da amostra dos fundos de investimento com gestão ativa para o Brasil no período de junho de 2001 a junho de 2013 e se é possível criar carteiras de fundos com desempenho superior utilizando-o como parâmetro de seleção. As regressões para o cálculo do R^2 e do *alfa* da regressão são feitas com amostras de vinte quatro meses, janela que avança um mês a frente de cada vez, resultando em cento e vinte estimativas destes dois parâmetros.

Os parâmetros estimados na data $t-1$ são utilizados para construir doze carteiras de fundos, separados por tercis de *alfa* e quartis de R^2 , totalizando dezesseis carteiras por mês, que são reconstruídas todos os meses, e é calculado o retorno excedente ao CDI da carteira em cada mês t . É analisado o desempenho destas carteiras, mensurado pelo intercepto da regressão dos retornos das carteiras nos cento e vinte meses da amostra contra o modelo *FFC*, para retornos mensais, trimestrais e semestrais. Estes mesmos parâmetros, R^2 e *alfa* da regressão, são utilizados junto com as características dos fundos para prever a diferença entre o retorno excedente ao CDI e o retorno previsto pela regressão dos fundos contra o modelo *FFC*, para retornos mensais, trimestrais e semestrais. É efetuada a regressão desta diferença de retornos contra o R^2 , o *alfa* da regressão e as características dos fundos, para os cento e vinte meses da amostra, utilizando o modelo de Fama-Macbeth (1973).

As carteiras com maior valor de $1-R^2$ apresentaram desempenho superior, com a estratégia de comprar a carteira com maior *alfa* da regressão e $1-R^2$ defasados apresentando

alfa anualizado de 9.9%, significativo estatisticamente a 1%, semelhante ao encontrado por Amihud e Goyenko (2013) para os EUA, onde o *alfa* foi de 5.3% significativa a 1%. Além disto, os *alfas* das carteiras para horizontes de três e seis meses continuaram apresentando desempenho superior para àqueles com maior $1-R^2$ em relação àqueles com baixo $1-R^2$. O R^2 também se mostrou significativo e com coeficiente negativo na regressão da diferença de retornos, porém somente para os horizontes de três e seis meses, sendo que para o horizonte de um mês, o coeficiente é negativo, mas não estatisticamente diferente de zero. No trabalho de Amihud e Goyenko (2013), o R^2 se mostrou significativo e com coeficiente negativo para o horizonte de um mês.

Este trabalho está dividido em três partes. Inicialmente apresenta-se a revisão bibliográfica relevante sobre o desempenho de fundos e sobre modelos de fatores, tanto no Brasil como nos EUA. A segunda parte está a descrição dos dados utilizados, a metodologia e os resultados encontrados. Na terceira parte encontram-se as conclusões e comparações dos resultados com trabalhos anteriores, bem como as considerações finais.

2 Revisão Bibliográfica

A teoria de portfólio começa com o trabalho de Markowitz (1952), onde ele discute o processo de formação de carteiras eficientes com base no retorno e na variância esperada dos ativos. Cada investidor escolheria a carteira de ativos de acordo com sua função utilidade, buscando maximização de retornos e minimização do risco, expresso pela variância.

A discussão de medidas de desempenho de carteiras fez com que Sharpe (1964) e Lintner (1965a,b) e Black (1972), baseados no modelo de Markowitz (1952), construíssem, separadamente, o que hoje conhecemos como *Capital Asset Pricing Model (CAPM)*, que se tornou uma das principais ferramentas para a avaliação de investimentos. Este modelo estabelece uma relação entre o retorno esperado de um ativo e seu risco não diversificável. Jensen (1968) utilizou o *CAPM* para avaliar o desempenho dos fundos de investimento dos EUA e concluiu que nenhum fundo teve desempenho acima da média e que as estratégias “*buy-the-market-and-hold*”, característica dos fundos de gestão passiva, geraram retornos melhores do que os fundos com gestão ativa. Nesse trabalho, Jensen desenvolve o que ficou conhecido como Alfa de Jensen, um indicador de desempenho de fundos baseado no *CAPM*, contribuindo significativamente para o seu desenvolvimento.

Estudos acadêmicos descobriram que a variação dos retornos médios dos ativos não pode ser explicada somente pelo modelo *CAPM*, precisando incluir outras variáveis explicativas. Fama e French (1992) citam os trabalhos de Banz (1981), que analisa a relação dos retornos com capitalização de empresas, Bhandari (1988) que faz a análise com alavancagem, Stattman (1980) e Rosenberg, Reid, Lanstein (1985) que utilizam a relação valor patrimonial por valor de mercado, Basu (1983) e Ball (1978) que utilizam a relação preço lucro. Fama e French desenvolvem um modelo de *benchmark* de fatores baseados no modelo *CAPM*, acrescentando um fator de tamanho da empresa e outro fator baseado na relação valor patrimonial e valor de mercado. Carhart (1997) acrescenta um fator de momento ao trabalho de Fama e French (1992), baseado no trabalho de Jegadeesh e Titman (1993), criando o que ficou conhecido como modelo de Fama, French, Carhart (modelo *FFC*) ou modelo de quatro fatores.

No Brasil, alguns trabalhos importantes sobre persistência de desempenho de fundos de ações são Oda (2000), Bessa (2002), Andaku e Pinto (2003), Monteiro (2006) e Matos e Nave (2012). Oda (2000) estudou a persistência de fundos de ações entre 1995 e 1998 utilizando medidas de correlações, e concluiu que existe persistência. Bessa (2002), utilizando índice de Sharpe generalizado conclui que entre os fundos de ações com classificação Anbima Ações Ibovespa Ativo, não existe evidencia de persistência. Andaku e Pinto (2003) investigam a persistência de desempenho de fundos de ações no Brasil utilizando correlações e índice de Sharpe e concluem que ela existe para longo prazo, superior a um ano, e não para curto prazo. Monteiro (2006) avalia fundos de ações brasileiros, por meio de medidas de rentabilidade, de seleção de ativos e de *market timing*, concluindo que existe persistência de desempenho por até seis meses para um pequeno número de fundos. Matos e Nave (2012), analisando fundos de ações brasileiros, concluiu que a estratégia de comprar fundos vencedores tem desempenho, utilizando retornos ajustados ao risco e diversas outras métricas, superior à carteira de mercado e que a estratégia de comprar fundos perdedores tem desempenho inferior, concluindo que existe persistência de desempenho de fundos de ações.

Com relação a trabalhos relacionados aos fundos de ações e modelos de fatores no Brasil, podem-se destacar Matos e Rocha (2009), Laes (2010) e Oliveira Filho, Mussa e Goveia (2010). Matos e Rocha (2009) analisam fundos de ações no Brasil e também concluem que o modelo *FFC* é mais significativo do que o modelo de *CAPM* para o Brasil e que o efeito tamanho de fundos de investimento melhora a previsão de desempenho dos fundos. Laes (2010) analisa fundos de ações no Brasil utilizando o modelo *FFC* e conclui que este modelo tem mais significância estatística que o modelo *CAPM* e o modelo Fama e French, que muitos poucos fundos agregam valor para o cotista, que existe relação positiva entre tamanho dos fundos e rentabilidade, mas não entre captação e rentabilidade, e que não existe persistência de desempenho significativa para horizontes de um ano. Oliveira Filho, Mussa e Goveia (2011) efetuam análises de fundos de ações brasileiros utilizando os modelos *CAPM*, Fama e French e *FFC* e concluem que o modelo *FFC* é superior, com o fator de tamanho e momento não significativos para se estimar os retornos futuros dos fundos.

Castro e Minardi (2009) investigam se os gestores de fundos de ações ativos tem seletividade superior utilizando o modelo *FFC* acrescido de um fator de *market timing*, concluindo que a maioria dos fundos utiliza as anomalias de mercado explicitadas pelos fatores, com poucos fundos sendo capazes de gerar retornos excedentes superiores ao modelo de forma significativa e que o tamanho do fundo afeta de forma positiva seu retorno ajustado ao risco. Orso (2012) avalia se o modelo de Fama e French (1993) é suficiente para explicar o

desempenho de fundos de investimento de ações no Brasil, concluindo que para o período de 2000 a 2011 a exposição a carteira de mercado não compensou o retorno ajustado ao risco, que o fator tamanho é significativo mas que o fator de valor patrimonial por valor de mercado não é estatisticamente relevante.

Com relação a pesquisas relacionadas a características de fundos no Brasil pode-se citar Dálmacio, Nossa e Zanquetto Filho (2005), Ceretta e Milani (2013) e Cordeiro (2013). Dálmacio, Nossa e Zanquetto Filho (2008) analisam a relação entre taxa de administração e rentabilidade dos fundos não validando a hipótese de que maiores taxas de administração geram maiores retornos. Ceretta e Milani (2013) analisam se o patrimônio líquido e a idade de fundos de ações influencia em sua rentabilidade, encontrando correlação positiva e significativa para ambos. Cordeiro (2013) analisa o viés de sobrevivência de fundos de renda variável no Brasil e conclui o viés é significativo e positivo.

Com relação a trabalhos sobre medidas de desempenho no Brasil, pode-se citar Corrêa, Machado-Santos e Lemes (2005), Rochman e Eid Jr (2006), Oliveira Filho (2008) e Monteiro (2006). Corrêa, Machado-Santos e Lemes (2005) concluem que os gestores de fundos ativos são capazes de aplicar estratégias de *market timing*. Rochman e Eid Jr (2006) fazem uma análise comparativa entre fundos de gestão ativa e passiva, concluindo que para fundos de ações e multimercados a gestão ativa agrega valor, enquanto para fundos de Renda-Fixa isto não ocorre e para cambiais é inconclusivo. Oliveira Filho (2008) utilizando índices de Treynor e Mazuy (1966) e a metodologia de Henriksson e Merton (1981) analisa *market timing* e seletividade de fundos de ações no período de 2003 a 2008, concluindo que os gestores não demonstram habilidades de *market timing*, mas existe evidências de seletividade. Monteiro (2006) faz uma análise de persistência de desempenho de 102 fundos de ações mensurada pela rentabilidade, seleção de ativos e *market timing* para o período de 1998 a 2005, encontrando evidências de existência de persistência de desempenho por até seis meses para poucos fundos.

2.1.

Modelo de Fama e French

O modelo de Fama e French (1993) surge dos estudos de anomalias do mercado de ações, onde o modelo *CAPM* não apresentou poder explicativo suficiente em vários estudos empíricos. Eles analisaram várias anomalias que podiam explicar os retornos das ações, porém várias delas tinham o mesmo poder explicativo, de forma que concluíram que o valor

de mercado (VM) da empresa e a relação entre valor de mercado e valor patrimonial (VP) da empresa aumentava muito o poder explicativo do modelo.

Os autores formalizam um modelo com os novos fatores que conseguiam melhorar o poder explicativo do $CAPM$. Em seus testes empíricos, eles identificaram que as empresas com menor valor de mercado, chamadas de *Small* (S) tiveram maiores retornos do que as com maior valor, chamadas de *Big* (B) e que as empresas que tinham a relação entre VP/VM mais altas, chamadas de *High* (H), tiveram maiores retornos que as empresas cuja esta relação era baixa, chamadas de *Low* (L). Eles montaram carteiras que replicassem estes fatores, que foram chamados de “*Small Minus Big*” (SMB) e de “*High minus Low*” (HML) e efetuaram regressões utilizando dados de ações não financeiras da NYSE, AMEX e NASDAQ entre 1963 e 1991.

$$R_{c_{i,t}} - R_{rf_t} = \alpha + \beta(R_{m_t} - R_{rf_t}) + s(SMB_t) + h(HML_t) + e_{i,t} \quad (1)$$

Sendo:

$R_{c_{i,t}}$ = retorno da carteira i , no mês t ;

R_{rf_t} = retorno do ativo livre de risco no mês t ;

R_{m_t} = retorno da carteira de mercado no mês t ;

SMB_t = Small Minus Big ou prêmio pelo fator VM no mês t ;

HML_t = High Minus Low ou prêmio pelo fator VP/VM no mês t ;

$e_{i,t}$ = resíduo do modelo referente à carteira i no mês t .

Os autores utilizaram os valores contábeis e de mercado das empresas em dezembro de $t-1$ para a construção das carteiras HML em junho do ano t , de forma a se garantir que todas as informações contábeis das empresas no ano anterior estejam disponíveis aos investidores no momento da seleção das carteiras. As ações com VM igual ou acima da mediana são nomeadas como *Big* (B), as ações classificadas abaixo como *Small* (S). O retorno de cada uma destas duas carteiras é calculado com pesos iguais para todas as ações. Para a formação da carteira HML , são formadas três carteiras classificadas pela razão VP/VM , divididas nos percentis de 0% a 30%, 30% a 70% e 70% a 100%, denominadas de *Low*, *Middle* (M) e *High*, respectivamente. As ações L representam as ações de “crescimento”, as H representam as ações de “valor” e as M são as restantes.

Com isto, são formadas seis carteiras, SL , SM , SH , BL , BM e BH . O fator SMB é dado pela diferença entre o retorno médio das carteiras que contêm o fator S menos as que contêm

o fator B . E o fator HMB é construído da diferença dos retornos médios das carteiras com os fatores H menos os fatores L .

Da amostra para a formação dos fatores SMB e HML , foi retirada as ações com valor patrimonial negativo, ações de empresas financeiras e ações de empresas que não possuíam ações ordinárias, usando a classificação da *Center of Research in Securities Prices*. Para a formação da carteira de mercado, incluíram-se todas as ações das seis carteiras de referência mais as com valor contábil negativo. A exclusão de empresas financeiras foi devido ao alto grau de alavancagem para este segmento na média, de forma que o valor patrimonial não tem o mesmo significado, pois empresas de alta alavancagem têm maior risco, dado o mesmo valor patrimonial. Os autores formaram dez carteiras, a primeira possuía as ações com maior razão VP/VM , a última com as de menor valor para as mesmas dimensões. Desejava-se comparar o desempenho dessas dez carteiras e das diferenças dos retornos alcançados entre as carteiras de valores extremos e verificar se os fatores utilizados para a criação das carteiras eram correlacionados com os seus riscos e retornos esperados.

As conclusões foram que as ações de Valor tinham retornos médios anuais superiores aos das ações de Crescimento, com menores betas, e que as ações com maior VP/VM apresentaram melhor desempenho do que as de menor VP/VM .

2.2.

Modelo de Fama French Carhart (FFC)

O trabalho de Jegadeesh e Titman (1993) analisa o efeito momento das ações, sendo observado a existência de continuidade dos retornos no mercado acionário dos EUA. Ações que sobressaíram em relação ao mercado nos últimos três a doze meses tenderam a se sobressair nos próximos meses, e as ações que tiveram fraco desempenho tenderam a continuar nessa mesma trajetória.

O trabalho de Carhart (1997) teve como tema a análise de desempenho de fundos de investimentos. Neste trabalho, o autor classificou vários fundos mútuos de ações em janeiro de cada ano, utilizando uma amostra de 1963 a 1993 de fundos sem viés de sobrevivência, com base em seus retornos mensais dos últimos 12 meses. Ele ordenou os fundos pelos decis dos retornos e depois cada decil foi dividido em tercis, utilizando o mesmo critério, gerando séries temporais de retornos mensais para cada grupo. O autor então efetuou a regressão destes retornos contra o modelo de três fatores de Fama e French acrescido do fator Momento, criando um modelo de quatro fatores:

$$Rc_{i,t} - Rrf_t = \text{alfa} + \text{beta}(Rm_t - Rrf_t) + s(SMB_t) + h(HML_t) + w(\text{WinMLos}_t) + e_{i,t} \quad (2)$$

Sendo:

$\text{WinMLos}_t = \text{Win minus Loss} - \text{prêmio pelo fator Momento no mês } t;$

O fator Momento foi construído usando a média aritmética do grupo de 30% das ações que obtiveram os maiores retornos nos últimos 11 meses defasados de um mês, menos o grupo de 30% das ações com os menores retornos de 11 meses defasados de um mês. As carteiras incluíam todas as ações da NYSE, Amex e Nasdaq e eram rebalanceadas mensalmente. A análise dos resultados das regressões do modelo mostrou baixa correlação entre os fatores.

Com os parâmetros do modelo estimado, foram efetuadas regressões das estimativas de alfa do modelo, usando os parâmetros um mês defasados, contra características dos fundos de investimentos, em especial parâmetros de custos dos investimentos, usando o método de Fama e Macbeth (1973). As características testadas foram: patrimônio do fundo, *expense ratio*², *turnover*³ da carteira e *load fees*⁴. Carhart conclui que todos os fatores são relevantes para explicar o retorno excedente ao modelo dos fundos, com coeficientes negativos em todos os parâmetros, sendo que *PL* foi de impacto insignificante, mas as outras características tiveram impactos bastante relevantes, sendo o maior impacto de *expense ratio*, que para cada 1% diminuiu os retornos em 1,54%.

Com relação ao modelo *FFC*, o autor conclui que o modelo foi superior ao modelo *CAPM* e ao modelo Fama e French para explicar os retornos dos fundos, com correlações entre os fatores, menores que 0,40 em módulo, e com retornos médios positivos e significantes estatisticamente. Com relação ao desempenho dos fundos, o modelo *FFC* e os parâmetros de custos dos investimentos conseguiram explicar quase que completamente a persistência de desempenho dos fundos, à exceção de forte persistência dos piores fundos.

² São os custos do fundo em base anual, como percentual do patrimônio. Incluem a remuneração do gestor, custódia, taxas, despesas legais, entre outros.

³ Uma medida de transações efetuadas no portfólio em um ano.

⁴ Taxas cobradas pela venda do fundo ao investidor, a remuneração do distribuidor do fundo, pagos pelo investidor.

2.3. R^2 como previsor de performance – Amihud e Goyenko (2013)

O trabalho de Amihud e Goyenko (2013) tenta estimar uma medida de seletividade de fundos de investimentos. Seletividade seria a capacidade acima da média que gestores possuem em escolher ações vencedoras. Os autores propõem que o coeficiente de regressão dos retornos dos fundos contra modelos de *benchmarks* de fatores é um indicador de maior seletividade, e que ele indica maior desempenho dos fundos. A metodologia do trabalho é bastante parecida com a metodologia de Carhart (1997), pois os autores tentam avaliar se o desempenho de fundos de ações, e sua persistência, podem ser explicados por modelos de fatores de retornos das ações e características dos fundos, sendo que o indicador de seletividade proposto seria mais uma característica dos fundos.

Os modelos de *benchmark* de fatores utilizados pelos autores são o modelo *FFC* e o modelo de fatores proposto por Cremers, Patajisto e Zitzewitz (2012), denominado *CPZC*, que utiliza índices comuns de ações e o fator momento utilizado por Carhart (1997). A construção dos fatores dos *benchmarks* do modelo *FFC* segue a metodologia dos trabalhos originais, segundo os autores. O desempenho dos fundos é mediado pelo *alfa*, excesso de retorno ajustado ao risco baseado nos modelos *FFC* ou *CPZC*. A regressão do fundo contra os *benchmarks* produzem o R^2 que é proposto como a medida de seletividade.

Os autores selecionam uma base de fundos do período de 1988 a 2010. Eles obtêm os retornos mensais e as características dos fundos da base do *CRSP Survivorship Bias Free Mutual Fund Database*, que eles fundem com a base da *MFLINKS*. Eles efetuam a análise de fundos de ações com gestão ativa com objetivos de investimentos variados, separando os mesmos em nove categorias e somente utilizam fundos com patrimônio de US\$15 MM mínimo para evitar problemas de viés de sobrevivência. No total, são analisados 2460 fundos.

Com os fatores dos modelos *FFC* e os dados de retornos dos fundos, são efetuadas regressões dos excessos de retornos dos fundos⁵ para períodos de 24 meses mais um mês de testes, avançando um mês de cada vez contra os fatores. As regressões produzem estimativas de R^2 e do intercepto da regressão, chamados de *alfa*, que foram utilizados para prever o excesso de retorno no próximo mês, além dos *betas*, as “inclinações” dos fatores no modelo. A amostra é censurada, excluindo-se os 0,5% menores e maiores R^2 , para evitar utilizar fundos passivos ou fundos com erros de divulgação de dados.

⁵ Excesso de retornos contra a *T-Bill rate* de um mês.

$$Rfdo_{i,t} - Rrf_t = \alpha + \beta(Rm_t - Rrf_t) + s(SMB_t) + h(HML_t) + w(WinMLos_t) + e_{i,t} \quad (3)$$

Sendo:

$Rfdo_{i,t}$ = retorno do fundo i , no mês t ;

Com estas informações, são criadas 25 carteiras, organizadas pelos quintis de R^2 e dentro de cada grupo de R^2 , por quintis de *alfa*, e calculam-se os retornos das carteiras para o mês seguinte, repetindo-se este processo para todos os meses da amostra. A média dos retornos excedentes de cada carteira é então regredida novamente contra os fatores do modelo *FFC* para estimar o *alfa* das carteiras. O resultado das regressões é que quanto maior o R^2 e menor o *alfa* defasado, menor o *alfa* estimado pela segunda regressão.

Com os mesmos dados das regressões iniciais contra o modelo *FFC*, são efetuadas regressões do retorno excedente dos fundos menos o retorno estimado dos fundos, obtidos pelos coeficientes, os betas, estimados pela regressão no mês anterior multiplicados pelos fatores do mês corrente. Este novo *alfa* é então regredido contra características dos fundos, como despesas, patrimônio líquido, *turnover*, estilo⁶, entre outros, e o R^2 da regressão anterior defasado⁷, utilizando o método de Fama-Macbeth (1973), para todos os meses da amostra. A hipótese a ser testada é se a inclinação do fator R^2 é negativa, isto é, quanto maior a seletividade nos investimentos maior o *alfa* esperado.

$$alfa_{i,t} = \gamma_t \cdot (R_{j,t-1}^2) + \omega_t \cdot \alpha_{i,t-1} + \sum \varphi_{n,t} Caracter_{n,j,t-1} + e_{i,t} \quad (4)$$

Sendo:

$alfa_{j,t}$ = a diferença no mês t entre o retorno excedente do fundo j e o retorno estimado com os betas do mês $t-1$ e os fatores do mês t ;

γ_t = a inclinação do fator R^2 do fundo j no mês $t-1$;

ω_t = a inclinação do fator $\alpha_{j,t-1}$ do fundo j no mês $t-1$;

$\varphi_{n,t}$ = a inclinação no mês t da característica do fundo n ;

$Caracter_{n,j,t-1}$ = a característica n do fundo j no mês $t-1$;

$R_{j,t-1}^2$ = o R^2 estimado com os dados dos 24 meses anteriores;

e_t = o erro do modelo no mês t ;

⁶ São 10 estilos de fundos, o que resulta em nove *dummies* no modelo.

⁷ No trabalho os autores utilizam uma modificação logaritmica do R^2 e de outras variáveis para minimizar problemas de heterocedasticidade, mas por simplificação não inclui na explicação estas transformações. Mais detalhes vide Cox (1970, p. 33).

O resultado encontrado é que o parâmetro γ_t é negativo e significativo. Com a exclusão da variável $\alpha_{j,t-1}$, a significância de R^2 aumenta consideravelmente. Os autores repetem o experimento utilizando os fatores do modelo *CPZC* também com o mesmo resultado, sendo que o γ_t calculado por ambos os modelos de fatores possuem alta correlação, de 0,74.

Os autores concluem o trabalho com testes averiguando se esta relação não é espúria, usando simulações de carteiras e também efetuam testes em carteiras que aplicam em títulos além de ações, concluindo que o R^2 também é um bom previsor de desempenho neste caso.

3 Metodologia, descrição dos dados e resultados.

Este trabalho é baseado na metodologia desenvolvida por Amihud e Goyenko (2013), que efetua regressões dos log-retornos de fundos de ações contra os fatores do modelo *FFC* e utiliza o Coeficiente de Regressão (R^2) e o *alfa*, defasados, como previsor de desempenho. A análise foi efetuada para o período entre junho de 2001 e junho de 2013. A escolha deste período se deu por causa da reclassificação dos fundos na base da ANBIMA, ocorrida em março 2001, onde várias características de fundos foram redefinidas e mais informações foram incorporadas.

Os períodos de estimação do modelo são de vinte e quatro meses, seguido de um período de teste de um mês. No período de estimação, foi efetuada a regressão dos retornos mensais excedentes ao ativo livre de risco contra os fatores do modelo *FFC*, movendo esta janela um mês de cada vez até percorrer todo o período. Esta regressão, efetuada por mínimos quadrados ordinários, produz estimativas de R^2 e *alfa*, o intercepto da regressão, que foram utilizados, juntos com variáveis de controle, para prever os retornos excedentes dos fundos de investimentos.

Com os dados de R^2 e *alfa*, duas análises foram efetuadas. A primeira é a montagem de carteiras de fundos utilizando estes dois parâmetros como critério de escolha. Confeccionam-se carteiras por percentis dos parâmetros, apura-se o retorno excedente da carteira no mês seguinte e efetua-se a regressão destes retornos das carteiras contra os fatores do modelo *FFC* para avaliar se o intercepto da regressão, o *alfa* das carteiras, é estatisticamente diferente de zero e se ele depende dos parâmetros. A segunda análise é dos retornos dos fundos regredidos contra as características destes, mais o *alfa* e o R^2 defasados, utilizando a metodologia de Fama-Macbeth (1973). Ambas as análises também foram efetuadas utilizando horizontes de tempo superiores, tentando mensurar se é possível utilizar este indicador para prever o retorno de um fundo além do horizonte de um mês.

No modelo *FFC*, é necessário definir qual será o ativo livre de risco e a carteira de mercado. O ativo livre de risco escolhido é o CDI, por ser a taxa que os gestores conseguem investir o caixa do fundo com liquidez total, sem incorrer em riscos que não o do governo. Como carteira de mercado, a escolha foi pelo Ibovespa, por ser o principal índice acionário

brasileiro, ter a maior série histórica e nunca ter sofrido modificações na sua metodologia de cálculo. A escolha do Ibovespa também se deu pela observação de que grande parte dos trabalhos sobre modelos de precificação de ativos no Brasil utilizam este índice como carteira de mercado. Os dados de cotação do CDI e do Ibovespa para o período foram extraídos da base de dados Economática®.

Os dados de fundos de investimentos foram extraídos da base da ANBIMA. No período de testes, foram utilizadas algumas variáveis de controle além do R^2 e α estimado. Estas variáveis, todas para o mês de teste, são o PL , a quantidade de meses completos desde o início do fundo ($Idade$), o valor da taxa de administração ($TxAdm$), se o fundo cobra taxa de performance ($Perf$), se o fundo pode alavancar ($Alav$) e a classificação ANBIMA ($Class$).

Para a carteira de mercado, foi necessário uma precificação diferente para um longo período da amostra. Isto se deve porque até maio de 2008 os fundos de ações tinham sua rentabilidade e patrimônio líquidos apurados pelo preço médio das ações da carteira. Desta forma, é necessário até este mês utilizar a carteira do Ibovespa que utiliza a cotação média das ações para poder comparar os retornos dos fundos utilizando critérios compatíveis.

Todos os retornos utilizados neste trabalho são retornos mensais logarítmicos, salvo observação em contrário, assim definidos:

$$Ret_{i,t} = \log(PU_{i,t}) - \log(PU_{i,t-1}) \quad (5)$$

Sendo:

$Ret_{i,t}$ – retorno logarítmico da ação, fundo ou índice i no mês t ;

$PU_{i,t}$ – Preço unitário da cotação da ação, da cota do fundo ou do valor do índice do último dia do mês t ;

$\log(X)$ – o logaritmo neperiano de um número X .

3.1.

Modelo de *Benchmark* de fatores – Base Economática®

Este estudo utilizou o modelo de *benchmark* de fatores proposto por Fama e French (1993) e Carhart (1997), aqui denominado *FFC*. Utilizou-se a metodologia proposta por Mussa, Fama e Santos (2012), por ser a metodologia dos trabalhos de Fama e French (1993) e de Carhart(1997), por possuir adaptações ao Brasil e utilizar metodologia muito próxima da utilizada em outros trabalhos, como Mussa (2007) e Málaga e Securato (2004).

As carteiras dos fatores foram rebalanceadas semestralmente, isto é, a cada seis meses reclassificam-se as ações e são formadas novas carteiras. A escolha do período semestral se

deu devido ao trabalho de Mussa *et al.* (2007), que efetua análise do fator momento para as ações brasileiras. Neste trabalho, ele identifica que o fator Momento apresenta maior significância estatística para explicar os retornos das ações quando se utiliza três meses de retorno passado e se mantém a carteira por seis meses.

Foi utilizado para a construção dos *benchmarks* *HML*, *SMB* e *WinMLoss*, descritos acima na seção sobre o modelo *FFC*, Seção 2.2, todas as ações em negociação na Bovespa no período de junho 2001 a junho 2013, que tenham tido mais que 4 negócios por mês nos últimos 6 meses à formação da carteira. Esta exclusão por quantidade de negócios foi feita para excluir ações que os gestores não incluiriam na carteira por causa de restrições de liquidez necessárias por não controlarem o patrimônio líquido da carteira, pois podem sofrer resgates, e não desejam incorrer no risco de não conseguirem liquidar as operações. Foram excluídas as ações que não possuam pelo menos um negócio em todos os seis meses posteriores à formação das carteiras e também foram excluídas as ações de empresas que não tiveram seu valor patrimonial (*VP*) divulgado no ano anterior. Todas as ações que passaram por estes filtros foram chamadas de ações válidas.

Para a construção dos retornos dos *benchmarks* do modelo *FFC*, foram necessárias às cotações mensais das ações com tratamento de eventos (dividendos, agrupamentos, etc). Com base nos critérios acima explicitados, foram extraídas da base da Economática® as cotações mensais de todas as ações válidas para o período de Março 2001 a Junho 2013. O critério de ponderação das ações em cada uma das carteiras foi o de mesmo peso para todas as ações e o retorno de cada uma das carteiras foi calculado como a média dos retornos das ações.

Para a escolha das ações de cada um dos fatores, foram utilizados, para todos os meses de junho e dezembro da amostra, os dados de quantidade de ações em negociação, a última cotação das ações sem tratamento de eventos, o índice de liquidez semestral⁸ das ações dos últimos seis meses e o *VP* das empresas de dezembro do ano anterior. As ações de empresas com *VP* negativo foram excluídas das ações válidas. Em todas as amostras, quando uma empresa possui mais de uma ação que passou nos critérios de seleção, somente foi considerada válida a ação de maior índice de liquidez mensal médio dos últimos seis meses. Todos estes dados foram retirados da base de dados Economática®.

O fator *SMB* foi construído avaliando o valor de mercado (*VM*) das empresas com ações válidas. O *VM* das empresas foi calculado como a soma do *VM* de cada ação⁹ da

⁸ Índice de liquidez é um índice que mensura qual seria o percentual que a ação significou nas negociações totais da bolsa no período.

⁹ Independente de a ação ter sido considerada válida ou não.

empresa. O *VM* das ações é calculado como a quantidade de ações em negociação no mês multiplicado pela última cotação não tratada por eventos disponível. As empresas com *VM* abaixo da mediana dos *VM* de todas as ações válidas são classificadas como *S* e as acima como *B*. Com as empresas classificadas, calcula-se o retorno da carteira como a média dos retornos das ações e o fator *SMB* é o calculado como o retorno da carteira *S* menos o retorno da carteira *B*.

O fator *HML* foi construído utilizando o *VM* das empresas calculadas para o fator *SMB*. O *VP* das empresas utilizado foi o do mês de dezembro do ano anterior à criação da carteira. Com os dados de *VM* e *VP*, calcula-se o fator *VP/VM* de cada ação e as ações com fator menor que o percentil de 30% foram classificadas como *Low(L)*, as com maior que o percentil de 70% como *High(H)* e as restantes como *Medium(M)*. Os retornos das carteiras foram calculados como a média dos retornos das ações válidas das empresas e o fator *HML* foi calculado como o retorno da carteira *H* menos o retorno da carteira *L*.

O fator momento foi construído utilizando-se a soma dos últimos três retornos mensal das ações válidas. As 50% ações com maior fator foram marcadas como *Win* e as 50% inferiores como *Los*. O retorno do fator *WinMLos* foi construído utilizando a média dos retornos das ações classificadas como *Win* menos a média dos retornos das ações classificadas como *Los*.

Na Tabela 1, são expostas algumas estatísticas relevantes dos fatores. Tanto o fator *SMB* quanto o fator carteira de mercado não possuem retornos estatisticamente diferentes de zero para o período amostral, com o fator *HML* e *WinMLoss* possuindo retornos significantes e positivos. A correlação entre os fatores encontrada é menor que 0,50 em todos os casos, de forma que o problema de multicolineariedade não é relevante.

3.2. Os fundos de ações – Base SI-ANBIMA®

Os dados de fundos de investimento foram obtidos do sistema de informações da ANBIMA, SI-ANBIMA®, versão 4.3. Foram coletadas cotas de fechamento mensais de fundos de ações não exclusivos e não restritos, conforme classificação da ANBIMA. Foi utilizada toda a base de fundos, inclusive com fundos que foram liquidados durante o período da amostra, de forma a se evitar o problema de viés de sobrevivência.

Como desejamos averiguar fundos de gestão ativa que possam ser utilizados pelo público em geral, somente mantivemos na base os fundos com classificação ANBIMA que possuíam gestão ativa ou eram de carteira livre.

Tabela 1– Estatísticas dos Fatores do Modelo Fama, French e Carhart

Fatores	Média Retornos Mensais	Desvio Padrão	t-stat	Correlações			
				HML	SMB	WinMLos	IbovExc
HML	1,04%	3,64%	3,13	1,00			
SMB	0,07%	3,34%	0,25	0,46	1,00		
WinMLos	1,36%	4,28%	3,49	-0,28	-0,23	1,00	
IbovExc	-0,27%	7,32%	-0,41	-0,01	-0,13	-0,21	1,00

IbovExc é o retorno mensal do índice Bovespa menos o ativo livre de risco (CDI). SMB, HML e WinMLos são os retornos mensais dos fatores do modelo Fama, French e Carhart para tamanho, *Valor Patrimonial / Valor de Mercado* e Momento.

Foram excluídos os fundos de cotas de fundos de investimentos que sempre foram fundos de cotas, de forma a se analisar somente carteiras de ações ou fundos de cotas que eram carteiras de ações e foram transformados em fundos de cotas e a ANBIMA não os reclassificou como um fundo diferente¹⁰. Desta forma, evita-se utilizar na amostra os fundos que a carteira é formada de vários fundos de investimentos, o que invalidaria a análise da gestão ativa de uma carteira de ações.

Foram excluídos os fundos com classificação ANBIMA de *Small Caps*, de Dividendos e de Governança pela baixa quantidade de fundos na amostra, menos de 50 fundos em todos os casos (após os filtros anteriores). Também foram excluídos fundos que tinham no nome as palavras “index”, “índice” e “dividendos”. Não foram incluídos os fundos setoriais pela heterogeneidade, pois não existe um campo explicitando o *benchmark* para todos os fundos. Desta forma, as classificações ANBIMA que foram incluídas foram:

- Ações IBOVESPA Ativo;
- Ações IBOVESPA Ativo com Alavancagem;
- Ações Livre;
- Ações Livre com Alavancagem;
- Ações IBrX Ativo;
- Ações IBrX Ativo com Alavancagem.

Além dos dados de cotas de fundos e classificação ANBIMA, foram extraídos da base os dados de Patrimônio Líquido Mensal, a data de início do fundo, o valor de taxa de administração do fundo, se o fundo paga taxa de performance, se o fundo pode alavancar e o prazo para pagamento de resgate dos fundos. Uma característica positiva da base SI-ANBIMA é que ela guarda todo o histórico dos fundos, possuindo campos de início e fim

¹⁰ Quando um fundo muda de característica, a ANBIMA coloca o fundo como inativo e cria um novo código para o fundo, de forma a não se utilizar a série de cotas do fundo como se fosse única. Se um fundo mudou de característica e o código do fundo continua o mesmo, significa que esta característica não invalida o histórico de cotas do fundo pois a mudança não afeta de forma relevante o comportamento do fundo.

para cada característica destes, de forma que em um dado mês é possível averiguar qual eram as informações históricas e adequar a base para mudanças de metodologia¹¹.

Como as classes que possuem “alavancagem” no nome somente diferem das classes sem “alavancagem” nesta característica, os fundos das classes Ações Livre com Alavancagem, Ações IBOVESPA Ativo com Alavancagem e Ações IBrX Ativo com Alavancagem foram reclassificados nas categorias Ações Livre, Ações IBOVESPA Ativo, Ações IBrX Ativo, respectivamente e o fundo foi marcado como pudesse alavancar. Isto foi efetuado por que as classes com alavancagem se tornaram inativas em 2007, pois a ANBIMA efetuou este mesmo processo de reclassificação. Desta forma ficamos com somente três classes. O total de fundos diferentes na amostra com os filtros anteriores é de 2.235.

Foram excluídas as cotas dos fundos nos meses onde o Patrimônio Líquido era inferior a R\$ 5 milhões, corrigidos pelo índice de inflação IPCA¹² de forma a se evitar fundos com patrimônio muito pequeno que por isto não seriam comerciais. Cada amostra de fundos possui 26 meses de cotações, totalizando 25 retornos. Desta forma, para ser analisado o fundo precisa ter pelo menos 26 cotas consecutivas no período entre Junho 2001 e Junho 2013, excluindo-se os fundos com menos que esta quantidade de cotas. Com estes dois filtros, a quantidade de fundos diferentes na amostra caiu consideravelmente, para 583 fundos.

Com estes filtros, a amostra de 120 períodos de 24 meses tem em média 196 fundos por período, com o menor período com menos fundos possuindo 103 fundos e o com mais 360 fundos. Do total de 583 fundos diferentes, 102 possuem classificação Ações IBrX Ativo, 209 classificação Ações Ibovespa Ativo e 272 Ações Livre. Destes fundos, 410 nunca informaram que poderiam alavancar a carteira do fundo, 106 sempre informaram que poderiam alavancar e sete modificaram pelo menos uma vez no período esta informação; 329 sempre informaram que cobravam taxa de performance, 213 sempre informaram que não cobravam e 41 mudaram esta informação no período da amostra.

A média dos prazos de resgate dos fundos é de 10,26 dias, com mediana de quatro dias, sendo que 89 fundos possuem prazo de resgate superior a dez dias, 15.4% da amostra. Este fato faz com que seja útil verificar se o previsor de desempenho pode prever para horizontes maiores que um mês, pois muitas vezes não é possível efetuar a troca de fundos em uma carteira de fundos neste prazo por causa do prazo de resgate.

¹¹ Houve mudanças metodológicas da base em 2001 e 2007, porém, para fundos de ações, a mudança de 2001 modificou completamente as classificações ANBIMA e acrescentou várias novas características dos fundos a base. A mudança de 2007 foi menor e impactou mais outras classes de fundos, principalmente Multimercados.

¹² A data base é junho/2013.

3.3. Carteiras agrupadas por R^2 e α

Com as séries de retornos de fundos de investimentos de ações e dos fatores do modelo *FFC* foi definido amostras de 24 meses mais um mês de teste, conforme metodologia de Amihud e Goyenko (2013), avançando um mês de cada vez. Como possuímos retornos de julho 2001 a julho 2013, isto resulta em 120 amostras de 24 meses cada e 120 meses de testes. Em cada uma destas amostras foi efetuado a regressão dos retornos excedentes de cada fundo contra o modelo *FFC*.

$$Rfdo_{i,t} - Rrf_t = \alpha + \beta(Rm_t - Rrf_t) + s(SMB_t) + h(HML_t) + w(WinMLos_t) + e_{i,t} \quad (6)$$

Sendo:

$Rfdo_{i,t}$ = retorno do fundo i , no mês t ;

Rm_t = retorno da carteira de mercado no mês t ;

Rrf_t = retorno do ativo livre de risco no mês t ;

SMB_t = Small Minus Big ou prêmio pelo fator *VM* no mês t ;

HML_t = High Minus Low ou prêmio pelo fator *VP/VM* no mês t ;

$WinMLos_t$ = Win minus Loss – premio pelo fator Momento no mês t ;

$e_{i,t}$ = resíduo do modelo referente à carteira i no mês t .

A Tabela 2 possui algumas estatísticas e parâmetros das variáveis de interesse. Os valores estimados de R^2 estão entre 0,153 e 0,999, com média de 0,882 e mediana de 0,934. No trabalho de Amihud e Goyenko (2013) para os EUA, o menor R^2 encontrado foi de 0,529 e o maior de 0,994, para uma amostra de 2460 fundos. Isto provavelmente significa que existem muitos fundos classificados como fundos de gestão ativa na base da Anbima que não se comportam como fundos de ações ou são fundos passivos. A amostra foi censurada, excluindo-se 1% dos fundos de cada extremo de R^2 de forma a excluir fundos passivos, os maiores R^2 da amostra, e fundos que foram classificados como renda variável mais que não teriam comportamento de fundos de ações com gestão ativa, por exemplo, fundos Long-Short¹³. Com a censura, o menor R^2 foi de 0,440 e o maior de 0,996, com mediana de 0,937.

Isto significa que para a maioria dos fundos mais que 90% de seus retornos podem ser explicados pelo modelo. Olhando as correlações, no Pannel B da Tabela 2, pode-se verificar que R^2 é maior para fundos com patrimônio maior, que provavelmente necessitam possuir

¹³ Fundos Long-Short: segundo a Anbima, são fundos que fazem operações de ativos ou derivativos ligados ao mercado de renda variável, montando posições compradas e vendidas, com resultado proveniente, na maioria das vezes, da diferença destas posições.

maior quantidade de ações em sua carteira por restrições de liquidez de negociação de ações. Como era de se esperar, a correlação entre R^2 e α é negativa.

Tabela 2 – Estatísticas dos fundos de ações de gestão ativa

Painel A: Características dos fundos

	Média	Mediana	Mínimo	Máximo
<i>Tx. Adm.(anualizado em %)</i>	1,991	2	0	12
<i>Idade(meses)</i>	110,15	81	25	550
R^2	0,886	0,937	0,440	0,996
<i>Alfa (anualizado em %)</i>	0,790	0,483	-55,32	49,56

Painel B: Correlações

	<i>Tx. Adm.</i>	<i>Idade</i>	R^2
<i>Idade</i>	0,348		
R^2	0,014	0,190	
<i>alfa</i>	-0,206	-0,193	-0,368

(Painel A) Estatísticas para a amostra de fundos com a exclusão dos 1% extremos de R^2 . R^2 e α foram ambos estimados por regressões dos retornos excedentes dos fundos ao CDI contra os retornos do modelo de fatores de Fama, French e Carhart (*FFC*) em uma janela de vinte e quatro meses. Esta janela move-se um mês a frente de cada vez, eliminando-se o últimos mês da amostra anterior, pelo período da amostra de julho/2001 a junho/2013. As características dos fundos são do final de cada período de vinte e quatro meses. Alfa é multiplicado por 1.200 para anualizá-lo. Idade é a quantidade de meses de existência do fundo. *Tx. Adm.* é a taxa de administração do fundo percentualmente ao ano. (Painel B) As correlações cruzadas entre as características dos fundos. Existem 22.952 observações para 583 fundos distintos.

Com o R^2 e o α estimados nesta regressão em cada mês t , foram construídas carteiras agrupadas por estas duas características. Em cada mês da amostra, dividem-se os fundos em quartis de $(1 - R^2)^{14}$, chamados de Baixo, 2, 3, e Alto, e cada um destes quartis em tercis de α , chamados de Baixo, Médio e Alto, de forma a termos em cada mês doze carteiras de fundos. Escolheu-se esta quantidade de carteiras porque existe restrição de meses com 103 fundos, ocasionando carteiras com somente oito fundos. Caso se utilizasse mais carteiras, por exemplo, dezesseis, haveria meses com somente seis fundos por carteira.

Para cada um das carteiras construídas para o mês t , calculo-se o retorno excedente no mês $t+1$, como a média dos retornos mensais dos fundos pertencentes à carteira, repetindo-se o processo para todos os meses da amostra. Efetuou-se a regressão desta série de retornos excedentes de cada carteira contra os fatores do modelo *FFC* para o mesmo mês.

$$Rcart_{i,t-1,t} - Rrf_t = \alpha + \beta(Rm_t - Rrf_t) + s(SMB_t) + h(HML_t) + w(WinMLos_t) + e_{i,t} \quad (7)$$

Sendo:

$Rcart_{i,t}$ = retorno da carteira i , no mês t ;

Rm_t = retorno da carteira de mercado no mês t ;

Rrf_t = retorno do ativo livre de risco no mês t ;

¹⁴ Classificou-se por $1 - R^2$ para a classificação ficar crescente.

SMB_t = Small Minus Big ou prêmio pelo fator VM no mês t ;

HML_t = High Minus Low ou prêmio pelo fator VP/VM no mês t ;

$WinMLos_t$ = Win minus Loss – prêmio pelo fator Momento no mês t ;

$e_{i,t}$ = resíduo do modelo referente à carteira i no mês t .

Para cada uma das carteiras é apresentado o intercepto da regressão, o *alfa*, e sua t-estatística calculados utilizando erros padrões robustos a heterocedasticidade. A análise das regressões se encontra na Tabela 3, que mostra que em cada linha, todos os *alfas* estimados aumentam conforme $1 - R^2_{t-1}$ aumenta e que em cada coluna *alfa* aumenta conforme aumenta o $alfa_{t-1}$, com uma única exceção. Quanto maior a seletividade dos fundos, medido por $1 - R^2$, maior *alfa*. A carteira no mais alto percentil para ambos os parâmetros apresentou *alfa* de 6,79% anualizados ($t=2,556$) e a carteira com *alfa* defasado alto e o segundo maior $1 - R^2$ apresentou *alfa* anualizado de 4.05% ($t=1,883$).

Além destas regressões, para testar se a diferença entre as carteiras selecionadas por R^2 são significativas, foi efetuada a regressão de uma carteira “comprada” na carteira de maior R^2 e *alfa* e “vendida” na carteira de menor R^2 e *alfa*, que na Tabela (3) seriam as carteiras “Alto-Alto” e “Baixo-Baixo”. Os retornos mensais desta carteira são o retorno da carteira comprada menos o retorno da carteira vendida e efetuam-se as regressões conforme a Equação (7). O *alfa* anualizado estimado foi de 9,90% ($t=3,716$), significativo a 1%.

Para testar se este critério de escolha de carteiras possui persistência em horizontes de tempo maiores, a regressão da Equação (7) foi efetuada utilizando ao invés de retornos mensais, retornos de três e seis meses a frente do mês da criação das carteiras. Para cada uma das carteiras construídas no mês $t-1$ os retornos de três meses de cada carteira foram calculados como a soma dos retornos excedentes de cada fundo da carteira para os meses t , $t+1$ e $t+2$. Os retornos dos fatores do Modelo *FFC* foram calculados como a soma dos retornos dos fatores nos meses t , $t+1$ e $t+2$. Mesmo processo para os retornos de seis meses, somando até o mês $t+5$. Os resultados se encontram na Tabela 4. Tanto para três como para seis meses o *alfa* das carteiras aumentou com o aumento tanto de $alfa_{t-1}$ como de $1 - R^2_{t-1}$.

Tabela 3 – Regressão dos Retornos Mensais das Carteiras - agrupamento por α e R^2 defasados

Alfa $t-1$	$1-R^2_{t-1}$			
	Baixo	2	3	Alto
Baixo	-3,11% (3,450)**	-0,35% (0,310)	-1,35% (0,748)	3,06% (1,768)*
Médio	0,08% (0,084)	1,91% (1,369)	3,21% (1,505)	3,86% (1,752)*
Alto	0,53% (0,464)	1,74% (1,856)*	4,05% (1,883)*	6,79% (2,556)**

A tabela representa o α usando retornos mensais anualizados das carteiras de fundos. As carteira foram formadas classificando em cada mês todos os fundos em quartis de R^2 e tercís de α , ambos obtidos pela estimação usando a amostra de 24 retornos excedentes (ao CDI) mensais de cada fundo contra os retornos dos fatores do modelo Fama, French e Carhart(FFC). Então se calcula o retorno excedente da carteira para o mês subsequente, o mês de teste, como a média dos retornos excedentes mensais dos fundos. O processo repete-se movendo um mês a frente o período de estimação e o mês de teste. Os retornos excedentes dos meses de teste são então regredidos contra o modelo FFC. Para cada carteira é apresentado o intercepto da regressão e sua t-estatística, usando erros robustos a heterocedasticidade. O período de estimação é de jul/2001 a jun/2013. **, * denota significância ao nível de 5% e 10%.

Tabela 4 - Regressão dos Retornos Trimestrais e Semestrais das Carteiras - agrupamento por α e R^2 defasados

Painel A: Retornos Trimestrais

Alfa $t-1$	$1-R^2_{t-1}$			
	Baixo	2	3	Alto
Baixo	-3,04% (4,704)**	-0,49% (0,655)	0,14% (0,121)	4,35% (3,067)**
Médio	-0,22% (0,378)	1,47% (1,724)*	3,49% (2,294)**	5,52% (3,806)**
Alto	0,20% (0,267)	1,43% (2,454)**	4,37% (3,191)**	6,81% (3,963)**

Painel B: Retornos Semestrais

Alfa $t-1$	$1-R^2_{t-1}$			
	Baixo	2	3	Alto
Baixo	-3,90% (7,770)**	-1,48% (2,498)**	-0,20% (0,253)	3,51% (3,817)**
Médio	-1,52% (3,315)**	0,87% (1,311)	3,51% (3,551)**	4,83% (4,569)**
Alto	-0,08% (0,131)	0,45% (1,946)*	3,66% (3,689)**	5,30% (3,524)**

(Painel A) A tabela representa o α anualizado usando retornos trimestrais das carteiras anualizados, utilizando o mesmo método dos dados da Tabela 3. (Painel B) A tabela representa o α anualizado usando retornos semestrais das carteiras anualizados, utilizando o mesmo método dos dados da Tabela 3. Para cada carteira é apresentado o intercepto da regressão e sua t-estatística, usando erros robustos de White. O período de estimação é de jul/2001 a jun/2013. **, * denota significância ao nível de 5% e 10%.

3.4.

Previendo o desempenho dos fundos utilizando o *alfa*

Nesta parte foi efetuado o teste para averiguar se o R^2_{t-1} de um fundo j pode prever seu desempenho futuro, mensurado por $alfa_{j,t}$, o retorno mensal ajustado ao risco no mês t . Este é a diferença entre o retorno excedente ao CDI do fundo e o retorno previsto do fundo, obtido multiplicando os retornos dos fatores do modelo no mês t pelos coeficientes das regressões dos fatores do período de vinte e quatro meses anteriores a t (da mesma forma que na Equação 1). Este $alfa_{j,t}$ foi então regredido contra características dos fundos e uma transformação logarítmica de R^2 , chamada de $TR^2_{j,t-1}$. As características dos fundos utilizadas foram taxa de administração ($Tx Adm$), o logaritmo do Patrimônio Líquido do fundo (PL), o logaritmo da idade do fundo medida em meses ($Idade$), uma *dummy* indicando se o fundo pode alavancar ($Alav$), uma *dummy* indicando se o fundo possui taxa de performance ($TxPerf$) e *dummies* dos três tipos de classificação Anbima ($Class$). Além destes regressores, também foi utilizado $alfa_{j,t-1}$ que é o intercepto da regressão onde foi estimado $R^2_{j,t-1}$, que pode indicar habilidade gerencial e persistência de performance segundo o estudo de Brown e Goetzmann (1996). Ambos os *alfas* e a taxa de administração ($Tx Adm$) são anualizados e expressos em percentagem.

$$Alfa_{j,t} = \gamma_t \cdot TR^2_{j,t-1} + \delta_{1t} \cdot Tx Adm_{j,t-1} + \delta_{2t} \cdot \log(PL_{j,t-1}) + \delta_{3t} \cdot \log(Idade_{j,t-1}) + \delta_{4t} \cdot Alav + \delta_{5t} \cdot TxPerf + \sum_{n=1}^3 \tau_{nt} \cdot Class + \rho_t \cdot alfa_{j,t-1} + e_t \quad (8)$$

A transformação logarítmica de R^2 foi efetuada segundo a Equação (9), abaixo. Ela é necessária pelo fato de R^2 ter distribuição com assimetria negativa, com valores de R^2 concentrados nos valores próximos da unidade, segundo Amihud e Goyenko (2013).

$$TR^2 = \log \left[\frac{(\sqrt{R^2} + 0.5/n)}{(1 - \sqrt{R^2} + 0.5/n)} \right] \quad (9)$$

Sendo n o tamanho da amostra, no caso vinte e quatro. Esta transformação apresenta distribuição mais simétrica que a distribuição de R^2 .

R^2_{t-1} e $alfa_{t-1}$ utilizados na regressão são os que já foram estimados para a construção das carteiras, que foram utilizados na Tabela 1. Isto significa que o mesmo critério de censura de fundos, 1% nos extremos, está sendo utilizado. A amostra possui cento e vinte meses de retornos excedentes dos fundos.

A Equação (8) foi estimada utilizando o procedimento de Fama-MacBeth (1973), conforme Carhart (1997). Para cada mês t da amostra, efetua-se a regressão linear de todos os $alfa_{j,t}$ contra os regressores, resultando em cento e vinte coeficientes das regressões, um para cada mês. Então se calcula a média e o desvio-padrão destes coeficientes. A hipótese a ser testada é se $\gamma < 0$, isto é, $alfa_{j,t}$ é maior para fundos com $R^2_{j,t-1}$ pequeno, indicadondo maior seletividade. O mesmo modelo também foi estimado sem o $alfa_{j,t-1}$ como variável explicativa.

Esta mesma estimativa foi efetuada mais duas vezes, mas ao invés de se utilizar o $alfa_{j,t}$ como variável dependente, utiliza-se $alfa_{j,t+n}$ para n igual a dois e cinco. Este $alfa$ é a somatória dos $alfa_{j,t}$ dos meses t até $t+n$. Deseja-se com isto estimar se R^2 é um bom previsor do desempenho dos fundos para horizontes mais longos, no caso para períodos trimestrais e semestrais. Os resultados das três estimativas são apresentados na Tabela 4.

$$Alfa_{j,t,t+n} = \sum_0^n Alfa_{j,t+n} \quad (10)$$

Na primeira estimativa (Painel A), a regressão de $alfa_{j,t}$ incluindo $alfa_{j,t-1}$ como variável explicativa, o coeficiente de TR^2 , γ , não é estatisticamente diferente de zero a nível de significância de 10%, sendo o coeficiente de $alfa_{j,t-1}$ estatisticamente significativo a 1%. Segundo Amihud e Goyenko (2013), como $alfa_{t-1}$ é afetado diretamente por R^2 , absorvendo uma grande parte dos efeitos de R^2 em $alfa_{j,t}$, o poder explicativo de R^2 fica diminuído. Ao se excluir $alfa_{t-1}$ da estimação o coeficiente de TR^2 fica estatisticamente significativo a 1% (Painel B). Nas estimativas dos coeficientes utilizando $alfa_{t+2}$ e $alfa_{t+5}$ como variável dependente (Painel C e D), incluindo $alfa_{t-1}$ como variável explicativa, TR^2 é estatisticamente significativo a nível de 5% em ambos os casos. Os coeficientes de determinação ajustados das regressões dos Paineis A, B e C são respectivamente: 0,204, 0,202, 0,128.

Em todas as estimativas, $alfa_{j,t-1}$ e taxa de administração foram estatisticamente significantes a 1%. O sinal de $alfa_{j,t-1}$ é sempre positivo, e o da taxa de administração, sempre negativo, conforme esperado. *Idade* é significativo a no mínimo 10% em todas as estimativas, sempre com sinal negativo. O Patrimônio Líquido dos fundos somente é estatisticamente relevante para horizontes maiores que um mês, com sinal negativo. Alavancagem também só é significativa para horizontes acima de um mês, sempre com coeficiente positivo. Taxa de performance não é estatisticamente significativa em nenhuma estimativa. Os coeficientes de determinação ajustados das regressões dos Paineis D e E são respectivamente: 0,310 e 0,397.

Tabela 5 – Efeito de R^2 no α_t dos fundos de açõesPainel A: O efeito de R^2 e $\alpha_{j,t-1}$ no $\alpha_{j,t}$

	Média	Mediana	Desvio Padrão	T-stat
TR^2	-0,857	-0,090	9,708	(1,161)
<i>Tx Adm (anualizado em %)</i>	-0,366	-0,544	1,693	(2,369)***
<i>Log(PL)</i>	-0,327	-0,189	3,249	(1,103)
<i>Log(Idade)</i>	-0,492	-0,788	3,749	(1,439)*
<i>Alav</i>	0,521	1,006	5,512	(1,035)
<i>Tx Perf</i>	-0,001	-0,601	7,016	(0,002)
<i>Alfa (anualizado em %)</i>	0,382	0,339	0,844	(4,965)***

Painel B: O efeito de $\alpha_{j,t-1}$ no $\alpha_{j,t}$ excluindo R^2

	Média	Mediana	Desvio Padrão	T-stat
<i>Tx Adm (anualizado em %)</i>	-0.513	-0.559	1.982	(2.833)***
<i>Log(PL)</i>	0.134	0.251	1.272	(1.153)
<i>Log(Idade)</i>	0.171	-0.078	4.539	(0.413)
<i>Alav</i>	0.213	0.168	5.847	(0.399)
<i>Tx Perf</i>	0.467	-0.374	8.919	(0.573)
<i>Alfa (anualizado em %)</i>	0,362	0,350	0,890	(4,469)***

Painel C: O efeito de R^2 no $\alpha_{j,t}$ excluindo $\alpha_{j,t-1}$

	Média	Mediana	Desvio Padrão	T-stat
TR^2	-1,862	-1,288	10,278	(2,382)**
<i>Tx Adm (anualizado em %)</i>	-0,610	-0,794	1,628	(4,105)***
<i>Log(PL)</i>	0,005	0,157	3,260	(0,018)
<i>Log(Idade)</i>	-0,865	-1,106	3,697	(2,564)***
<i>Alav</i>	0,486	0,827	5,681	(0,937)
<i>Tx Perf</i>	0,365	-0,367	7,412	(0,539)

Painel D: O efeito de R^2 e $\alpha_{j,t-1}$ em $\alpha_{j,t+2}$

	Média	Mediana	Desvio Padrão	T-stat
TR^2	-1,046	-1,285	6,491	(1,744)**
<i>Tx Adm (anualizado em %)</i>	-0,386	-0,431	1,005	(4,153)***
<i>Log(PL)</i>	-0,186	-0,064	1,556	(1,294)*
<i>Log(Idade)</i>	-0,689	-0,661	2,254	(3,308)***
<i>Alav</i>	0,606	0,522	2,878	(2,277)**
<i>Tx Perf</i>	0,085	-0,670	4,452	(0,208)
<i>Alfa (anualizado em %)</i>	0,335	0,363	0,483	(7,511)***

Painel E: O efeito de R^2 e $\alpha_{j,t-1}$ em $\alpha_{j,t+5}$

	Média	Mediana	Desvio Padrão	T-stat
TR^2	-1,059	-1,474	4,824	(2,344)**
<i>Tx. Adm. (anualizado em %)</i>	-0,400	-0,327	0,756	(5,647)***
<i>Log(PL)</i>	-0,198	-0,331	1,039	(2,034)**
<i>Log(Idade)</i>	-0,750	-0,731	1,389	(5,765)***
<i>Alav</i>	0,660	0,489	1,814	(3,886)***
<i>Tx Perf</i>	0,254	-0,470	3,151	(0,861)
<i>Alfa (anualizado em %)</i>	0,290	0,265	0,307	(10,095)***

Resultados das estimações da Equação (8), utilizando o método de Fama-Macbeth, com $\alpha_{j,t}$ como variável dependente e $R^2_{j,t-1}$, $\alpha_{j,t-1}$ (o intercepto da regressão do cálculo do R^2) e características do fundo como variável independente. (Painel A) é o resultado da estimação da regressão da variável dependente contra TR^2 (transformação logística de R^2), $\alpha_{j,t-1}$ e as características dos fundos no mês da regressão de R^2 . (Painel B) é a mesma estimação de (Painel A), porém sem a variável explicativa R^2 . (Painel C) é a mesma estimação de (Painel A), porém sem a variável explicativa $\alpha_{j,t-1}$. (Painel D) é a mesma estimação de (Painel A) para horizontes de tempo superiores, utilizando $\alpha_{j,t,t+2}$, soma dos $\alpha_{j,t+n}$ com n de zero a dois, como variável dependente. (Painel E) é a mesma estimação de (Painel A) utilizando $\alpha_{j,t,t+5}$, soma dos $\alpha_{j,t+n}$ com n de zero a cinco, como variável dependente. . ***, **, * denota significância ao nível de 1%, 5% e 10%.

4 Conclusões

Nesta dissertação foi analisado se um indicador de seletividade de fundos de ações, o coeficiente de determinação dos fundos de ações de gestão ativa, R^2 , calculado pela regressão dos log-retornos mensais excedentes ao CDI dos fundos contra um modelo de *benchmarks* de fatores, o modelo Fama, French e Carhart (*FFC*) poderia ser um critério de seleção para carteiras de fundos de ações e se este indicador poderia ajudar na explicação do desempenho dos fundos, mensurado pelo retorno ajustado, o intercepto da regressão do fundo contra o modelo *FFC*, chamado de *alfa*.

O indicador calculado pela regressão utilizando uma amostra de vinte quatro meses anteriores ao mês de avaliação se mostrou adequado como parâmetro de escolha para seleção de carteiras de fundos de investimentos em ações com gestão ativa quando utilizado junto do *alfa*, o intercepto da mesma regressão. Carteiras formadas por fundos de gestão ativa com alto *alfa* e $1-R^2$ defasados, separados por percentis de *alfa* e depois de R^2 ambos defasados, obtiveram *alfa* superior nos meses seguintes aos fundos com baixo *alfa* e $1-R^2$ defasados, em conformidade com o reportado por Amihud e Goyenko (2013) para os EUA utilizando a mesma metodologia. Isto aconteceu mesmo para desempenho medido pelo *alfa* em horizontes maiores que um mês, de três e seis meses, demonstrando que o R^2 pode ser utilizado como parâmetro para seleção de carteiras de fundos de ações e que existe persistência de desempenho dos fundos.

O R^2 também se mostrou adequado como parâmetro para explicar a diferença entre os retornos previstos pelo modelo *FFC* e o retorno excedente ao CDI dos fundos individualmente para horizontes maiores que um mês, chamado de $alfa_{j,t}$. Ao contrário do trabalho de Amihud e Goyenko (2013), este indicador não se mostrou significativo para explicar o $alfa_{j,t}$ para o horizonte de um mês, sendo significativo para horizontes de três e seis meses.

As estimativas dos coeficientes da regressão das características dos fundos de ações contra o $alfa_{j,t}$ mostrou algumas diferenças com relação aos trabalhos publicados anteriormente para o Brasil e os EUA. Condizente com o trabalho de Monteiro (2006), o coeficiente de $alfa_{j,t-1}$, que indica persistência de desempenho dos fundos, mostrou-se positivo

e significativo, demonstrando que há persistência do desempenho dos fundos de ações para horizontes de um, três e seis meses.

Com relação aos coeficientes da regressão ligados as características dos fundos, o Patrimônio Líquido (*PL*) apresentou coeficiente negativo e significativo na regressão, isto é, quanto maior o *PL* pior o desempenho dos fundos, condizente com os trabalhos aplicados aos EUA, como Carhart(1997) e Amihud e Goyenko (2013), mas contrariando o trabalho de Ceretta e Milani (2011) e de Castro e Minardi (2009) que encontram o oposto, quanto maior o *PL* maior o desempenho do fundo. Quanto à *idade*, o coeficiente se mostrou significativo e negativo, contrariando os trabalhos aplicados as EUA onde os fundos mais velhos tiveram desempenho superior aos mais novos, porém não totalmente contra o trabalho de Ceretta e Milani (2011) onde os fundos de gestão ativa de ações classificados como Carteira Livre também possuíram relação inversa entre idade e desempenho. Como há diferenças significativas de metodologias entre os trabalhos aplicados ao Brasil, é necessário um estudo mais profundo para avaliar qual seria o motivo destas relações com o desempenho dos fundos se mostrarem diferentes, algo que foge do objetivo deste trabalho.

Quanto às outras três características dos fundos, taxa de administração, se o fundo pode alavancar e se cobra taxa de performance, a taxa de performance se mostrou não significativa em todas as estimativas, algo inesperado por ser uma despesa dos fundos. O coeficiente da taxa de administração se mostrou significativo e negativo em todas as estimativas, conforme esperado pelos trabalhos nacionais e internacionais, mostrando que não são os fundos que cobram mais que possuem desempenho melhor. O coeficiente da *dummy* alavancagem mostrou-se significativo e positivo na maioria das regressões, o que pode significar que um fundo não poder alavancar seja uma restrição importante para a gestão ativa de fundos de ações, mas como esta característica não foi levada em conta em outros trabalhos para o Brasil, não é possível efetuar alguma comparação.

A utilização do R^2 defasados tanto como critério de seleção de carteiras como para explicar os retornos dos fundos se mostrou adequado para utilização no mercado brasileiro de fundos de investimento em ações. Os fundos com baixo R^2 apresentaram maiores retornos ajustados ao risco, *alfa*, nas regressões tratadas com as variáveis de controle. Além disto, as carteiras criadas selecionando os maiores percentis de R^2 e *alfa* defasados apresentaram *alfa* positivo e significante.

Uma possível extensão para este trabalho é uma pesquisa adicional para testar se este indicador pode ser utilizado para outros tipos de fundos de investimento para o Brasil, por exemplo, fundos Multimercados, e a utilização de outros modelos de *benchmarks* de fatores.

Referências Bibliográficas

- Amihud, Yakov, and Ruslan Goyenko. "Mutual fund's R2 as predictor of performance." *Review of Financial Studies* 26.3 (2013): 667-694.
- Andaku, Fabio Takashi Almenara e Pinto, Antonio Carlos Figueiredo. "A persistência de desempenho dos fundos de investimento em ações no Brasil", *Revista de Economia e Administração* 2.2 (2003): 23-33
- Ball, Ray. "Anomalies in relationships between securities' yields and yield-surrogates." *Journal of Financial Economics* 6.2 (1978): 103-126.
- Banz, Rolf W. "The relationship between return and market value of common stocks." *Journal of financial economics* 9.1 (1981): 3-18.
- Basu, Sanjoy. "The relationship between earnings' yield, market value and return for NYSE common stocks: Further evidence." *Journal of financial economics* 12.1 (1983): 129-156.
- Bessa, Hudson Antunes. "Um estudo sobre a persistência de performance positiva dos fundos IBOVESPA ativos." (2001).
- Bhandari, Laxmi Chand. "Debt/equity ratio and expected common stock returns: Empirical evidence." *The Journal of Finance* 43.2 (1988): 507-528.
- Black, Fischer. "Capital market equilibrium with restricted borrowing." *The Journal of Business* 45.3 (1972): 444-455.
- Brown, Stephen J., et al. "Survivorship bias in performance studies." *Review of Financial Studies* 5.4 (1992): 553-580.
- Brown, Stephen J., and William N. Goetzmann. "Performance persistence." *The Journal of Finance* 50.2 (1995): 679-698.
- Carhart, Mark M. "On persistence in mutual fund performance." *The Journal of finance* 52, no. 1 (1997): 57-82.
- Castro, Bruno Ribeiro, e Andrea Maria Accioly Fonseca Minardi. "Comparação do desempenho dos fundos de ações ativos e passivos." *Revista Brasileira de Finanças* 7.2 (2009): 143-161.
- Ceretta, Paulo Sérgio e Bruno Milani. "Efeito tamanho nos fundos de investimento brasileiros." *Revista de Administração da UFSM* 6.1 (2013): 119-138.
- Cremers, Martijn, Antti Petajisto, and Eric Zitzewitz. Should benchmark indices have alpha? Revisiting performance evaluation. No. w18050. National Bureau of Economic Research, (2012).

Cordeiro, Guilherme Vieira Domingues. “Viés de sobrevivência nos fundos de investimento de renda variável no Brasil.”. Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas. Dissertação Mestrado em Finanças e Economia de Empresas. (2013).

Corrêa, Alessandro de Castro, Carlos Machado-Santos, Antonio Barbosa Lemes Júnior. “Volatilidade Condicional e a Gestão Ativa de Fundos Mútuos”. Trabalho apresentado no EnANPAD (2005)

Cox, D. R. 1970. The analysis of binomial data. London: Methuen & Co.

Dalmácio, Flávia Zóboli, Valcemiro Nossa, and Hélio Zanquetto Filho. "AVALIAÇÃO DA RELAÇÃO ENTRE A PERFORMANCE EA TAXA DE ADMINISTRAÇÃO DOS FUNDOS DE AÇÕES ATIVOS BRASILEIROS." Revista de Educação e Pesquisa em Contabilidade (REPeC) 1.3 (2008): 1-20.

Fama, Eugene F. "COMPONENTS OF INVESTMENT PERFORMANCE*." The Journal of Finance 27.3 (1972): 551-568.

Fama, Eugene F., and James D. MacBeth. "Risk, return, and equilibrium: Empirical tests." The Journal of Political Economy (1973): 607-636.

Fama, Eugene F., and Kenneth R. French. "The cross-section of expected stock returns." the Journal of Finance 47.2 (1992): 427-465.

Fama, Eugene F., and Kenneth R. French. "Common risk factors in the returns on stocks and bonds." Journal of financial economics 33.1 (1993): 3-56.

Jensen, Michael C. "The performance of mutual funds in the period 1945–1964." The Journal of Finance 23.2 (1968): 389-416.

LAES, Marco Antonio. “Análise da performance dos fundos de investimentos em ações no Brasil . São Paulo : Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo. Dissertação de Mestrado em Teoria Econômica (2010).

Lintner, John. "The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets." The review of economics and statistics 47.1 (1965): 13-37.

Jegadeesh, Narasimhan, and Sheridan Titman. "Returns to buying winners and selling losers: Implications for stock market efficiency." The Journal of Finance 48.1 (1993): 65-91.

Markowitz, Harry. "Portfolio selection*." The journal of finance 7.1 (1952): 77-91.

Matos, Paulo Rogério Faustino e Artur Eduardo da Nave e Castro. "Fundos de investimento em ações no brasil: performance e expertise de gestão." Trabalho apresentado na BBR-Brazilian Business Conference, Vitória, Brasil. (2012).

Matos, Paulo Rogério Faustino e Rocha, José Alan Teixeira. "Ações e Fundos de Investimento em Ações: Fatores de Risco Comuns?" BBR-Brazilian Business Review 6.1 (2009): 22-43.

Monteiro, Rogerio. Persistência de performance nos fundos de investimento em ações no Brasil. Repositório Científico de Acesso Aberto de Portugal, 2006.

Mussa, Adriano, Ricardo Trovao, José O. Santos, e Rubens Famá. "A Estratégia de Momento de Jegadeesh e Titman e Suas Implicações Para a Hipótese de Eficiência Do Mercado Acionário Brasileiro." X SEMEAD (2007).

Mussa, Adriano, Rubens Famá, e José Odálio dos Santos. "A adição do fator de risco momento ao modelo de precificação de ativos dos três fatores de Fama e French aplicado ao mercado acionário brasileiro." REGE Revista de Gestão 19.3 (2012).

De Oliveira Filho, Bolivar Godinho, Adriano Mussa e Maria Aparecida Gouvêa. "Área Temática: Finanças. Modelos de retornos esperados para fundos de investimentos de ações no mercado brasileiro: testes empíricos utilizando metodologia preditiva." XIV SemeAd (2011)

OLIVEIRA FILHO, Bolivar Godinho de. "Fundos de investimento em ações no Brasil. Métricas para avaliação de desempenho". Tese (Doutorado em Administração) - Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo, São Paulo (2012).

Oda, André Luiz. Desempenho de fundos de ações: análise de persistência de performance dos fundos de ações brasileiros. Saint Paul (2007).

Orso, Ricardo Maule. "Uma análise de risco e retorno baseado no modelo de Fama e French para fundos de investimentos em ações brasileiro com getão ativa entre o período de 2000 a 2011." (2013).

Rochman, Ricardo Ratner, and William Eid Jr. "Fundos de investimento ativos e passivos no Brasil: Comparando e determinando os seus desempenhos." XXX Enanpad. Salvador-BA (2006).

Rosenberg, Barr, Kenneth Reid, and Ronald Lanstein. "Persuasive evidence of market inefficiency." The Journal of Portfolio Management 11.3 (1985): 9-16.

Sharpe, William F. "Mutual fund performance." The Journal of Business 39.1 (1966): 119-138.

Sharpe, William F. "The arithmetic of active management." Financial Analysts Journal (1991): 7-9.

Sharpe, William F. "Asset allocation: Management style and performance measurement." The Journal of Portfolio Management 18.2 (1992): 7-19.

Stattman, Dennis. "Book values and stock returns." The Chicago MBA: A journal of selected papers 4.1 (1980): 25-45.

Varga, Gyorgy, e Wengert, Maxim. "A Indústria de Fundos de Investimentos No Brasil", Revista de Economia e Administração,10 (2011): 66–109

Varga, Gyorgy. "Índice de Sharpe e outros indicadores de performance aplicados a fundos de ações brasileiros." Revista de Administração Contemporânea 5.3 (2001): 215-245.