Análise de Performance de Fundos de Investimento Multimercado no Brasil

(Performance Analysis of Hedge Funds in Brazil)

Maria Manuela de Orleans e Bragança*
Marcelo de Sales Pessoa**

Resumo

O objetivo deste trabalho é verificar se os fundos de investimento Multimercado no Brasil geram alphas positivos, ou seja, se os gestores possuem habilidade e contribuem positivamente para o retorno de seus fundos. Para calcular o alpha dos fundos, foi utilizado um modelo com sete fatores, baseado, principalmente, em Edwards e Caglayan (2001), com a inclusão do fator de iliquidez de uma ação. O período analisado vai de 2003 a 2013. Encontramos que, em geral, os fundos multimercado geram alpha negativo. Os resultados diferem bastante por classificação Anbima e por base de dados utilizada. Verifica-se também se a performance desses fundos é persistente através de um modelo não-paramétrico baseado em tabelas de contingência. Não foram encontradas evidências de persistência.

Palavras-chave: Fundos de Investimento. Fundos Multimercado. Análise de Performance. Modelo de Fatores. Persistência de Performance.

Códigos JEL: G11, G12, G17, G23

Abstract

This work aims to verify if brazilian Hedge Funds generate positive alphas, that is, if managers have skill and contribute positively to the return of their funds during the period 2003 through 2013. To find the alphas, we estimate a seven-factor model based, mainly, on the work of Edwards and Caglayan (2001),

---

Submetido em 7 de abril de 2016. Reformulado em 26 de fevereiro de 2017. Aceito em 5 de abril de 2017. Publicado on-line em 18 de julho de 2017. O artigo foi avaliado segundo o processo de duplo anonimato além de ser avaliado pelo editor. Editor responsável: Marcio Laurini.

* FGV/EPGE, Rio de Janeiro, RJ, Brasil. E-mail: manubraganca@gmail.com

** IPEA e IBMEC-RJ, Rio de Janeiro, RJ, Brasil. E-mail: marcelo.pessoa@ipea.gov.br

Rev. Bras. Finanças (Online), Rio de Janeiro, Vol. 15, No. 1, March 2017, pp. 93–134
ISSN 1679-0731, ISSN online 1984-5146
©2017 Sociedade Brasileira de Finanças, under a Creative Commons Attribution 3.0 license - http://creativecommons.org/licenses/by/3.0

including an iliquidity factor to the model. We found that, in general, these funds earn negative alphas. The results differ widely by Anbima classification and by sample. We also verify if there is performance persistence over time by using a non-parametric model based on contingency tables. It was not found evidence of persistence.

Keywords: Investment Funds. Hedge Funds. Performance Analysis. Factor Model. Performance Persistence.

1. Introdução

O setor de fundos de investimento no Brasil vem crescendo cada vez mais em termos de quantidade e volume de recursos administrados ao longo dos anos. Segundo a Anbima, o patrimônio líquido (PL) total dos fundos brasileiros era de R$ 538,1 bilhões em 2003 e passou para R$ 2,4 trilhões em 2013. Além disso, em 2003, a quantidade total de fundos era de 5 mil, aproximadamente, e passou para 14 mil em 2013.

A categoria dos fundos Multimercados, especificamente, também obteve uma evolução de PL expressiva ao longo dos anos, variando de cerca de R$ 600 bilhões em 2004 até R$ 2,1 trilhões em 2012 aproximadamente. Somente em 2012, esses fundos tiveram uma captação líquida de R$ 20,6 bilhões. Em 2013, porém, apesar de ter ocorrido uma captação líquida da indústria de fundos de R$ 59,7 bilhões, essa categoria sofreu um resgate líquido de R$ 6,05 bilhões, com destaque negativo para a classificação Multimercados Juros e Moedas e destaque positivo para Multimercados Multiestratégia (R$ -35,7 bilhões e R$ 28,9 bilhões, respectivamente).

Com o crescimento da indústria de fundos no Brasil, a alocação adequada de recursos por parte dos investidores torna-se mais complexa. Além disso, os fundos Multimercado, que representam 20% do PL total da indústria, podem operar em diversos mercados, como juros, *commodities*, dívida, câmbio e ações, o que dificulta encontrar um modelo de avaliação de desempenho que capture todos os seus movimentos.

Dessa forma, este trabalho propõe um modelo de sete fatores de renda variável e renda fixa, baseado, principalmente, em Edwards e Caglayan (2001), para analisar o desempenho dos fundos Multimercado do Brasil. O objetivo é verificar se os fundos apresentam *alpha* positivo, ou seja, se os gestores acertaram suas previsões e contribuíram positivamente para o retorno de seus fundos. Essa medida, sugerida inicialmente por Jensen (1967), representa a taxa de retorno da carteira acima do risco calculado

por algum modelo de precificação. Portanto, o *alpha* mede a habilidade do gestor de prever o preço futuro dos ativos. Além disso, testamos se suas performances são persistentes ao longo do tempo através de um modelo não-paramétrico, que se baseia em tabelas de contingência com ganhadores e perdedores, verificando se os gestores desses fundos possuem habilidade ou apenas sorte.

Como resultados, encontramos que os fundos geraram *alphas* negativos, ou seja, os gestores erraram suas previsões acerca dos movimentos dos preços dos ativos futuros e prejudicaram o desempenho dos seus fundos. Por classificação Anbima, foram poucos os que obtiveram *alpha* positivo. Além disso, o percentual de fundos que apresentaram interceptos estatisticamente significativos foi baixo, sendo, assim, difícil encontrar um gestor que contibua positiva ou negativamente nos retornos de seus fundos. Ademais, não encontramos evidências de persistência de performance para os fundos, nem por classificação Anbima.

2. Referencial teórico

Para medir a performance de fundos de investimentos, foram empregadas diversas metodologias. O CAPM (*Capital Asset Pricing Model*), de Sharpe (1964) e Lintner (1965), marcou o início das teorias de precificação de ativos e é muito utilizado até hoje. O CAPM implica que o retorno esperado de um ativo é igual à taxa livre de risco mais o prêmio de risco de mercado multiplicado pelo beta desse ativo. Apesar de fornecer predições intuitivas sobre como medir o risco e a relação entre retorno e risco, empiricamente, o modelo não explica corretamente os dados, devido, provavelmente, à base numa única fonte de risco.

Em não muito tempo, acadêmicos perceberam as implicações do CAPM para a avaliação de desempenho de gestores e desenvolveram outros métodos. Sharpe (1966), por exemplo, criou um índice que ajusta o retorno de um investimento ao seu risco total. Já Treynor (1966) elaborou um modelo que mensura o prêmio por risco sistemático, ao medir o excesso de retorno por unidade de risco sistemático.

Jensen (1967) derivou uma medida de performance, que estima quanto a capacidade de previsão do gestor contribui para o retorno de um fundo, conhecida como *alpha* de Jensen. O autor utilizou esta metodologia para 115 *Mutual Funds* no período de 1945 até 1964 nos Estados Unidos. Foi encontrado um *alpha* médio negativo, o que significa que os fundos não foram capazes de prever os preços futuros dos ativos bem o bastante

para recuperar os gastos com corretagem, taxas de administração, entre outros.

Uma alternativa, desenvolvida por Ross (1976), é o APT (*Arbitrage Pricing Model*), que se baseia na hipótese de não arbitragem. Segundo o APT, o retorno esperado de um ativo pode ser modelado como uma função linear de diversos fatores macroeconômicos. Diferentemente do CAPM, o APT não precisa de hipóteses quanto à distribuição de retornos dos ativos e nem sobre a estrutura de preferências dos indivíduos.

Foram realizados diversos estudos empíricos baseados na teoria do APT, utilizando fatores observáveis e não-observáveis. Chen, Roll e Ross (1986) deram início ao estudo da influência de variáveis macroeconômicas no retorno dos ativos nos Estados Unidos ao construírem séries de fatores relacionados às variáveis que representam os riscos sistemáticos do mercado de ações. As principais variáveis que conseguiram explicar o retorno esperado das ações de forma significante foram: a variação da produção industrial, variações inesperadas e esperadas da inflação, torções na estrutura a termo da taxa de juros e prêmio de risco de crédito.

Fama e French (1993) criaram um modelo multifatorial que busca explicar e decompor o retorno das ações norte-americanas com base nas características das empresas, adicionando dois fatores além da carteira de mercado: tamanho da firma (SMB) e relação de *book-to-market* (HML) das firmas, que são calculados a partir de carteiras hipotéticas com investimento zero. Esses fatores não são macroeconômicos, como proposto pelo APT, mas estão fundamentados nas observações de que, historicamente, a média dos retornos de empresas pequenas e com alto *book-to-market* são maiores do que os previstos pelo CAPM.

Carhart (1997) construiu o modelo de quatro fatores, ao incluir o fator de momento ao modelo de três fatores de Fama e French. O momento de uma ação seria a tendência de um preço continuar em alta quando já estava subindo, e vice-versa. O autor encontrou evidências empíricas de que este modelo é mais adequado que o de Fama e French para explicar os retornos dos ativos.

Com relação aos estudos sobre *Hedge Funds*, especificamente, foram realizadas diversas análises. Brown et al (1999), por exemplo, utilizaram o modelo de Jensen e encontraram evidências de performance positiva em termos de *alpha* e de índice de Sharpe. Foi utilizada uma amostra de *Hedge Funds off-shore* de 1989 a 1995. Já Ackermann et al (1999) estudaram a performance de *Hedge Funds off-shore* e norte-americanos, utilizando uma amostra com 547 fundos. Foi encontrado um *alpha* anualizado

estatisticamente significante variando de 6% a 8%. Esses valores, porém, foram questionados por Liang (2000), que encontrou um viés de sobrevivência de mais de 2% ao ano.

Agarwal e Naik (2000) estudaram a performance de *Hedge Funds* através de um modelo com fatores não lineares como *benchmarks*, ao utilizarem estratégias com opções, no período de 1990 a 1998 para um total de 584 fundos. Ao considerarem o período da amostra completo, 49% dos fundos apresentaram *alphas* positivos e significativamente maiores que zero; e, considerando dois subperíodos, os valores encontrados foram 46% e 40%. Similarmente, Fung e Hsieh (2001) mostraram que as estratégias dos *Hedge Funds* geram retornos parecidos com os de opções e que, portanto, os modelos lineares, que utilizam índices de ações como fatores para tentar explicá-los, falham. Assim, realizaram um estudo de como modelar retornos de *Hedge Funds*, com foco na estratégia de "*Trend-Following*", encontrando evidências de que esses fatores possuem maior poder de explicação do que os fatores lineares.

Edwards e Caglayan (2001) estimaram *alphas* de uma amostra de 1990 a 1998 de *Hedge Funds* através de um modelo de seis fatores, incluindo os três fatores de Fama e French, o fator de momento de Carhart e dois fatores de renda fixa. Os resultados apontaram que apenas 25% da amostra apresentou um *alpha* positivo e estatisticamente significante, com um retorno médio anualizado de 18,72%, sendo que a frequência e a magnitude desses valores variaram bastante de acordo com o estilo de investimento de cada fundo. Foram realizados testes de persistência de performance para verificar se os gestores possuem habilidade ou apenas sorte. Um teste paramétrico, no qual é feita uma análise de regressão, verificando se performance passada prevê performance futura, e um teste não paramétrico baseado em tabelas de contingência. Os dois testes confirmaram a persistência tanto dos fundos ganhadores como dos perdedores.

Xu et al (2010) analisaram o impacto da crise financeira global na performance de *Hedge Funds*, utilizando uma amostra de 1994 a 2009. Foram identificadas quebras estruturais significativas nos dados, o que sugere que os gestores mudaram seus comportamentos com relação ao risco nesses momentos, fazendo com que realizassem os testes de performance para cinco subperíodos. Estimaram um modelo de dez fatores, incluindo os fatores de Fama e French, o efeito da estrutura a termo da taxa de juros e a mudança no *spread* de crédito, utilizados por Edwards e Caglayan, e cinco fatores não lineares de Fung e Hsieh. Ao estimar esse modelo tanto para o período total como para os subperíodos, verificou-se

que os retornos podem ser explicados por esses fatores. Foi constatado um *alpha* estatisticamente significante para o período completo, mas não significante para o subperíodo da crise.

Em 2011, Fung e Hsieh realizaram mais um estudo, focando em *Long and Short Equity Hedge Funds*, analisando o efeito do mercado de empréstimos de ações no retorno desses fundos. Foi utilizada uma amostra de 3.038 fundos em um período de 1994 a 2008. Menos de 20% da amostra apresentou um *alpha* positivo, persistente e estatisticamente significante.

Amihud (2014), com base em seu trabalho de 2002, apresentou um fator de iliquidez (IML), com o objetivo de mensurar o prêmio de iliquidez no retorno das ações. O prêmio encontrado é positivo e estatisticamente significante no período de 1950 a 2012. O estudo mostra que o risco sistemático do IML é precificado, mas somente estatisticamente significante em momentos de alta iliquidez de mercado.

No Brasil, também foram realizados estudos sobre a performance de *Hedge Funds*. Ao se basear no trabalho de Agarwal e Naik (2004), Szklo (2007) introduziu um índice referenciado no retorno sobre opções para que esse fator possa explicar melhor os retornos não lineares dos *Hedge Funds* do que os fatores de risco tradicionais. Verificou-se que uma parcela significativa dos fundos exibe características não lineares em seus *payoffs*.

Jordão e Moura (2009) analisaram a performance de *Hedge Funds* brasileiros, utilizando os modelos CAPM, CAPM com *market timing*, Fama e French e Carhart, além de diversos indicadores de desempenho. O trabalho verifica se esses fundos geram *alpha*, possuem *market timing* e se apresentam *beta* zero. Foi utilizada uma amostra de 2.347 fundos, com dados mensais de 2000 a 2009. Os autores concluíram que poucos gestores possuem habilidade de gestão e de *market timing*.

Já Gomes e Cresto (2010) analisaram uma amostra de 76 fundos *Long & Short* no período de 2001 a 2008 com o objetivo de verificar se geram *alpha*, utilizando o modelo CAPM convencional e o CAPM com a inclusão de um componente de assimetria. Os resultados mostraram que poucos fundos conseguem gerar excessos de retorno, sendo que estes não são persistentes ao longo do tempo, e que há pouca evidência a favor de *market timing*.

Em sequência, Joaquim e Moura (2011) investigaram o desempenho de *Hedge Funds* brasileiros no período de 2007 a 2011, calculando o índice de Sharpe, o *alpha* de Jensen e utilizando três modelos lineares com fatores alternativos. Além disso, os autores avaliaram a persistência de

performance ao utilizarem o método com tabelas de contingência, o coeficiente de Spearman e uma regressão paramétrica simples. Como resultados, encontrou-se que mais de 39% dos fundos analisados apresentaram *alphas* positivos e estatisticamente significantes para todos os métodos. Constatou-se também que poucos apresentaram persistência e que esta diminui com o aumento do horizonte de tempo.

Ao levar em consideração a não normalidade dos retornos dos *Hedge Funds*, e que medidas convencionais não são capazes de avaliar os seus desempenhos de forma precisa, Risério (2014) utilizou duas metodologias não tradicionais para avaliar a performance desses fundos no Brasil: *Almost Stochastic Dominance* (ASD), usada para verificar o desempenho dos *Hedge Funds* relativamente ao mercado acionário, e *Manipulation-Proof Performance Measure* (MPPM). Os resultados indicaram que, em média, nenhuma estratégia apresentou desempenho superior aos mercados acionário e de títulos públicos, o que corrobora a HEM (Hipótese de Eficiência de Mercado), já que demonstra que a gestão ativa não gerou valor.

3. Metodologia

3.1. Modelo

O uso de um modelo multi-fatorial é vantajoso para avaliar os retornos de fundos, pois cada fundo possui diferentes sensibilidades em cada fator, dependendo de suas estratégias de investimento. Adicionalmente, os fatores utilizados neste estudo foram testados empiricamente por diversos autores da literatura internacional, mostrando que são significantes para a explicação dos retornos dos fundos.

O modelo utilizado nesta pesquisa foi calculado através do método de regressão linear OLS (*Ordinary Least Squares*) e possui sete fatores, conforme fórmula abaixo. O modelo foi baseado, principalmente, em Edwards e Caglayan (2001), adicionando um fator de prêmio de iliquidez de ações. Este fator foi testado empiricamente, como foi detalhado anteriormente, apresentando um prêmio positivo, e foi evidenciada a sua significância estatística. Assim, a sua inclusão adiciona valor ao modelo. Além disso, o atrativo do modelo multi-fatorial deste estudo e do de Edwards e Caglayan (2001) é o fato de incluir fatores de renda fixa, e não somente fatores de renda variável, como foi feito na maioria dos trabalhos brasileiros, capturando melhor os movimentos dos fundos multimercado, dado que estes possuem diversos tipos de operações em suas carteiras.

$$R_i - R_f = \alpha_i + b_i * \left(R_m - R_f\right) + h_i * (HML) + s_i * (SMB) + w_i * (WML) + g_i * (TERM) + k_i * (DEF) + q_i * (IML) + e_i \quad (1)$$

Onde:

R_i = retorno diário do Fundo Multimercado (Economática);

R_f = retorno diário do CDI (Economática);

α_i = *alpha*;

R_m = retorno diário do Ibovespa, que é o portfólio de mercado considerado para esta pesquisa (Economática);

HML = diferença entre os retornos de portfólios de ações com alto *book-to-market* e os retornos de portfólios de ações com baixo *book-to-market* (*High minus Low*);

SMB = diferença entre os retornos de portfólios de ações pequenas e os retornos de portfólios de ações grandes (*Small minus Big*);

WML = diferença entre os retornos de portfólios de ações vencedoras e os retornos de portfólios de ações perdedoras (*Winners minus Losers*);

IML = diferença entre os retornos de portfólios de ações ilíquidas e os retornos de portfólios de ações líquidas (*Illiquid minus Liquid*);

TERM = de acordo com Fama e French (1993), o fator de prazo seria construído pela diferença entre retornos de títulos de governo de longo e a *Treasury Bill* de 30 dias.;

DEF = em Chen, Roll e Ross (1986), este fator de crédito é medido pela diferença entre os retornos de títulos privados de longo prazo e retornos de títulos do governo de longo prazo.

Através desse modelo, verificamos se os fundos de investimento multimercado brasileiros apresentam *alphas* positivos (negativos) e estatisticamente significativos, considerando o período total da amostra, ou seja, se o gestor contribuiu positivamente (negativamente) para o retorno do fundo.

Para complementar este estudo e testar se os gestores possuem habilidade e não apenas sorte, foi utilizada uma metodologia não paramétrica baseada em tabelas de contingência para testar a existência de persistência de performance, conforme fizeram Edwards e Caglayan (2001). Se o motivo dos fundos gerarem alta performance for sorte e não

habilidade do gestor, não é esperado um alto grau de persistência destes ao longo do tempo.

Os fundos são classificados como *winners*, cujos *alphas* foram maiores ou iguais à mediana de *alphas* de todos os fundos em determinado período (um ano), e *losers*, com *alphas* inferiores à mediana. Ao observar dois períodos consecutivos, construímos uma tabela com as seguintes classificações: *winner-winner*, *loser-loser*, *winner-loser* e *loser-winner*. Para testar a persistência, usamos uma razão de produto cruzada a fim de comparar as performances obtidas ($\mathrm{CPR} = (\mathrm{WW} * \mathrm{LL})/(\mathrm{WL} * \mathrm{LW})$). A hipótese nula é que a performance do primeiro período não está relacionada com a do segundo período (H_0: CPR = 1 ; H_a: CPR > 1), ou seja, que não há persistência de performance. A significância foi testada através da estatística Z.

Para o teste de persistência de performance, foram calculados os *alphas* do modelo de sete fatores ano a ano para, depois, fazer as classificações de *winners* e *losers* e calcular a razão de produto cruzado. Conforme os autores fizeram, para o cálculo da estatística Z no teste de persistência de performance não paramétrico, que testa se o CPR é estatisticamente maior que um, mediu-se a razão entre o logaritmo natural do CPR e o erro padrão do logaritmo natural do CPR. Este é calculado pela seguinte fórmula:

$$\left\{\left(\frac{1}{\mathrm{WW}}\right) + \left(\frac{1}{\mathrm{WL}}\right) + \left(\frac{1}{\mathrm{LW}}\right) + \left(\frac{1}{\mathrm{LL}}\right)\right\}^{\left(\frac{1}{2}\right)} \qquad (2)$$

Para os testes de significância estatística, foi utilizado o nível de 5%. Para o cálculo da estatística t dos fatores dos modelos, foi utilizada a metodologia usada por Fama e French (1992):

$$\mathrm{t} = \frac{\overline{\beta_x}}{\frac{\sigma_{\beta_x}}{\sqrt{n}}} \qquad (3)$$

Onde:

$\overline{\beta_x}$ = média dos betas do fator x estimados;

σ_{β_x} = desvio padrão dos betas do fator x estimados;

$\sqrt{n}$ = raiz quadrada da quantidade de betas (ou seja, da quantidade de fundos).

3.2. Base de dados e procedimentos

Os dados dos fundos, CDI e Ibovespa foram coletados na Economática. Os dados desse sistema são retirados da base da Anbima (a Economática vem fazendo a junção das bases da Anbima e da CVM desde a segunda metade de 2014, porém, os dados desse trabalho foram coletados antes do início dessa mudança).

Os fatores de Fama e French (1993), ou seja, os fatores de mercado, tamanho e relação de *book-to-market* das empresas, Carhart (1997), que inclui os fatores de Fama e French (1993) e o fator de momento de uma ação, e Amihud (2014), isto é, o fator de iliquidez de uma ação, foram coletados do site do NEFIN (*Center for Research in Financial Economics*), que é formado por um grupo de pesquisadores do departamento de economia (FEA) da Universidade de São Paulo (USP). Para calcular os fatores, o NEFIN utilizou três critérios de eligibilidade das ações negociadas na Bovespa para cada ano t: a ação é ordinária ou preferencial; a ação foi negociada em mais de 80% dos dias do ano t-1 com volume maior que R$ 500.000,00 por dia (no caso de a ação ter sido listada no ano t-1, o período considerado é o da data de listagem em bolsa até o último dia do ano); e a ação foi listada em bolsa inicialmente antes de dezembro do ano t-1. Os fatores foram construídos da seguinte forma:

- SMB: A cada mês de janeiro do ano t, foram classificadas as empresas eligíveis de acordo com seu valor de mercado de dezembro do ano t-1, e separadas em 3 quantis. Depois, são computados os retornos ponderados igualmente do primeiro portfólio (*small*) e do terceiro portfólio (*big*). O fator SMB é o retorno do portfólio das firmas pequenas menos o retorno das firmas grandes.

- HML: a cada mês de janeiro do ano t, as ações foram classificadas em 3 quantis de acordo com seu *book-to-market* ratio em junho do ano t-1. Posteriormente, são computados os retornos ponderados igualmente do primeiro portfólio (*low book-to-market*) e do terceiro portfólio (*high book-to-market*). O fator HML é o retorno do portfólio das firmas com *high book-to-market* menos o retorno do portfólio das firmas com *low book-to-market*.

- WML: a cada mês t, as ações foram classificadas em 3 quantis de acordo com seus retornos acumulados entre os meses t-12 e t-2. Depois, são computados os retornos ponderados igualmente do primeiro portfólio (*low past returns*) e do terceiro portfólio (*high*

past returns). O fator WML é o retorno do portfólio das firmas ganhadoras menos o retorno do portfólio das firmas perdedoras.

- IML: a cada mês t, as ações foram classificadas em 3 quantis de acordo com suas médias móveis de 12 meses de iliquidez. Em seguida, são computados os retornos ponderados igualmente do primeiro portfólio (*low illiquidity*) e do terceiro portfólio (*high illiquidity*). O fator IML é o retorno do portfólio das ações mais ilíquidas menos o retorno do portfólio das ações mais líquidas.

No Brasil, o mercado de crédito privado vem se desenvolvendo bastante ao longo do tempo, principalmente, quando nos referimos a debêntures (segundo a Anbima, em 2003, o volume de emissões primárias e secundárias foi de R$ 5.282,4 milhões, enquanto em 2013 o valor cresceu para R$ 66.136,0 milhões, ou seja, cerca de 12,5 vezes maior). Em 2011, foi criado o Índice de Debêntures Anbima (IDA), que, segundo a instituição, "é uma família de índices que representa a evolução, a preços de mercado, de uma carteira de debêntures e que serve como benchmark para o segmento." Esse índice poderia ser utilizado para montar o fator de crédito DEF, mas a sua série histórica só tem início em 2009. Portanto, apesar de ser bem maior que as taxas de debêntures, conforme fizeram Bonomo e Pereira (1998), foi utilizada, como taxa de retorno do investimento em renda fixa numa empresa privada, a taxa de juros de capital de giro, consultada no site do Banco Central (Taxa média de juros das operações de crédito com recursos livres - Pessoas jurídicas - Capital de giro total) e a taxa de retorno dos títulos públicos foi aproximada pelo CDI. Assim, a taxa de juros de capital de giro anual média foi transformada em taxa diária e, em seguida, calculou-se a diferença entre essa taxa e o CDI diário para montarmos o fator de risco de crédito.

Para a construção do fator de prazo TERM, utilizamos as diferenças de taxas diárias da estrutura a termo da taxa de juros de prazos de 1 ano, por ser a mais líquida, e 1 mês, coletadas no sistema Bloomberg (*SWAP* PRE x DI).

A taxa de juros de capital de giro[1], as taxas de 1 ano e 1 mês do *SWAP* PRE-DI e o CDI foram coletados em bases anuais e transformados em taxas diárias ($\text{Taxa diária} = (1 + \text{taxa anual})^{1/252} - 1$).

[1] A taxa de juros de capital de giro é divulgada mensalmente pelo BC. Porém, como estamos utilizando uma base com dados diários, transformamos esta em taxa diária também, o que significa que esta é igual em todos os dias de cada mês, gerando perda de informação diária.

O período estudado compreende 11 anos, entre 2003 e 2013 (os dados foram coletados em agosto de 2014), totalizando 2724 observações diárias. Foram selecionados apenas os fundos de investimento Multimercado, conforme classificação da CVM e, dentro desse grupo, apenas os das subclassificações da Anbima de depois de 2009 (para mais informações, acessar o site da Anbima).

Inicialmente, seriam considerados apenas os fundos *Master*, excluindo os FIC, de forma a evitar dupla contagem destes. Uma desvantagem de fazer essa exclusão é que, se a estrutura de um fundo é *Master-Feeder*, as taxas de administração e performance geralmente são cobradas no FIC. Isso pode supervalorizar a performance dos fundos com essa estrutura, já que os fundos *Master* estarão sem o efeito das taxas em suas cotas. Assim, de forma a tentar minimizar esse problema e verificar se há diferenças significativas nos resultados, os cálculos foram feitos considerando as duas bases separadas: a base dos fundos *Master* e a base dos fundos FIC, ou, segundo o Manual Técnico para cadastro de Fundos da Anbima[2], FI + FF e FC.

Foram incluídos tanto os fundos sobreviventes como os que foram encerrados durante o período da amostra, a fim de evitar viés de sobrevivência. De modo a evitar o viés de "*multi-period sampling*", conforme definido por Fung and Hsieh (2000) e que existe se alguns fundos possuem históricos de tempo muito curtos, foi montada uma base que considera apenas os fundos com um número de observações (cotas) mínimo de 36 meses, que foi o mesmo período que os autores utilizaram (como a base é diária, foram excluídos os fundos com menos de 756 cotas).

Além disso, existe o "*instant history bias*", que é comum em análises de outros países, no qual apenas os fundos bem sucedidos apresentam os dados dos seus retornos desde o início. No Brasil, a CVM exige que sejam divulgadas as cotas dos fundos, não havendo a possibilidade de ocorrer esse viés. Entretanto, pode ocorrer outro viés, se considerarmos a amostra

[2] FF - Fundo de Investimento de Fundo de Investimento em Cotas: recebe aplicações exclusivamente de outros fundos. Neste caso, o Público-Alvo necessariamente será FC. Se o fundo aceitar aplicação tanto de fundos como de carteiras administradas, deverá ser classificado como FI, e não FF. "Esta opção foi definida pela ANBIMA para efeito de Ranking e apenas os FI's poderão ser classificados como FF."
FI – Fundo de Investimento: destina-se, em geral, a receber aplicações de investidores de acordo com seu Público-Alvo, Objetivo e Política de Investimento. Um FI poderá aplicar até 100% em títulos e valores mobiliários de acordo com a legislação.
FC - Fundo de Investimento em Cotas: deve apresentar um valor mínimo de sua carteira em cotas de fundos de investimento, de acordo com a Instrução que o rege.

total de cada fundo, já que, nos primeiros meses, os seus patrimônios podem ainda estar pequenos, o que afeta o tamanho e a variedade das operações realizadas. A média do patrimônio líquido dos 12 primeiros meses dos fundos da amostra desse trabalho, considerando os que tiveram início entre 2003 e 2013, é menor (R$ 112,8 milhões na base Master e R$ 59,7 milhões na base FIC) do que a média no período posterior a esse (R$ 142,2 milhões na base Master e R$ 85,3 milhões na base FIC). Portanto, excluímos as cotas relativas aos primeiros 12 meses de existência de cada fundo (foram excluídos os primeiros 360 dias corridos de cada fundo, desconsiderando esse filtro para os fundos que começaram muito antes do início da amostra).

Seguindo Edwards e Caglayan (2001), não foi feito tratamento para heterocedasticidade e correlação serial. Para testar autocorrelação, foi calculada a estatística de Durbin Watson. A um nível de significância de 5%, em mais de 90% dos casos, rejeitou-se a hipótese nula de que a autocorrelação é igual a zero. Para heterocedasticidade, foi utilizado o teste de Breusch-Pagan e, como resultados, encontramos que, em cerca de 80% dos casos, a hipótese nula de variância constante é rejeitada. Apesar disso, os coeficientes das regressões não se tornam necessariamente viesados, mas os desvios-padrão calculados podem estar subestimados.

Feitos todos os filtros e ajustes nas séries, ficamos com as seguintes quantidades:

Tabela 1
Base Master

Filtro	Quantidade de Fundos
36 meses	2.180
24 meses	2.904
Base completa	3.808

Fonte: elaboração própria.

Tabela 2
Base FIC

Filtro	Quantidade de Fundos
36 meses	2.658
24 meses	3.282
Base completa	4.018

Fonte: elaboração própria.

3.3. Estatísticas descritivas

As tabelas 3 e 4 mostram estatísticas descritivas das bases de dados desse estudo, e separando os fundos em categorias de acordo com suas classificações Anbima: retorno médio anualizado; excesso de retorno (retorno do fundo menos retorno do CDI) médio anualizado; volatilidade média anualizada; Índice de Sharpe médio anualizado; e quantidade total de fundos. Todas as medidas foram calculadas diariamente por fundo e, posteriormente, foi feita a média de cada valor. Para fins de comparação, calculamos o retorno médio anualizado do CDI e do Ibovespa, que foram 12,39% e 18,17%, respectivamente, o excesso de retorno médio do Ibovespa anualizado, 5,79%, e a volatilidade anualizada do índice, 28,68%, no período da amostra.

A tabela 3 se refere à base *Master*. O retorno médio de todos os fundos foi de 10,52%, menor que o CDI e o Ibovespa, com este valor variando de 6,18% (Capital Protegido) até 18,05% (Multimercados *Trading*) por classificação Anbima. Já a volatilidade média de todos os fundos foi de 6,24%, variando de 2,32% (Multimercados Juros e Moedas) até 10,33% (Multimercados Estratégia Específica). Ou seja, a volatilidade dos fundos, em média, foi menor que a do Ibovespa, por conta, provavelmente, do efeito de diversificação desses fundos, já que utilizam diversas estratégias em diferentes mercados. O excesso de retorno médio e o Índice de Sharpe médio foram marginalmente positivos para todos os fundos, com estes valores divergindo bastante por classificação Anbima: -3,51% (Capital Protegido) a 8,63% (Multimercados *Trading*); e -0,65 (Capital Protegido) a 0,75 (Multimercados Estratégia Específica), respectivamente. Como podemos observar na tabela, a categoria Capital Protegido é a que apresenta pior excesso de retorno e Índice de Sharpe. A classificação que apresentou melhor desempenho foi a de Multimercados Estratégia Específica, seguidos por Multimercados Juros e Moedas.

Como podemos notar, os valores das estatísticas variam bastante por classificação Anbima. Porém, deve-se levar em conta a contribuição de cada categoria para o total em termos de quantidade de fundos. Todas as classificações, com exceção dos Multimercados Multiestratégia, que correspondem a cerca de 61% da amostra, não representam mais do que 10% do total separadamente. Os Multimercados Multiestratégia apresentaram excesso de retorno e Índice de Sharpe ligeiramente positivos: 1,08% e 0,38, respectivamente.

Tabela 3
Estatísticas descritivas: Base *Master*

Classificação Anbima	Retorno médio (anual)	Excesso de retorno médio (anual)	Volatilidade média (anual)	IS médio (anual)	Qtde. de fundos
Todos os fundos	10,52%	0,77%	6,24%	0,39	2180
Balanceados	12,39%	0,47%	7,51%	0,25	23
Capital Protegido	6,18%	-3,51%	7,18%	-0,65	24
L&S – Direcional	10,95%	1,34%	5,84%	0,35	33
L&S – Neutro	10,14%	0,42%	3,54%	0,38	32
Mult. Estrategia Especifica	7,13%	-2,53%	10,33%	0,75	71
Mult. Juros e Moedas	10,77%	0,60%	2,32%	0,73	181
Mult. Macro	10,48%	0,43%	6,38%	0,38	168
Mult. Multiestrategia	10,71%	1,08%	7,26%	0,38	1332
Mult. Multigestor	10,13%	0,35%	2,98%	0,23	299
Mult. Trading	18,05%	8,63%	8,87%	0,46	17

Fonte: elaboração própria.

A tabela 4 se refere à base FIC. As volatilidades médias de todos os fundos e por classificação Anbima são menores que a do Ibovespa. Apesar de, em geral, nesses fundos, serem cobradas as taxas de administração e de perfomance, o retorno médio total foi de 11,01%, um pouco maior que o da base *Master*. A volatilidade média total, porém, foi de 4,76%, que é consideravelmente menor que a amostra comentada anteriormente. Esses valores variaram de 6,22% (Capital Protegido) até 11,96% (Multimercados Multiestratégia) e 1,44% (Multimercados Juros e Moedas) até 7,40% (Multimercados Macro), respectivamente. Os excessos de retornos variaram de -2,80% (Capital Protegido) a 2,22% (Multimercados Multiestratégia). Com relação aos Índices de Sharpe, houve uma variação de -0,45 (Multimercados Multiestratégia) a 0,46 (Multimercados Juros e Moedas), seguidos dos *Long And Short* Direcional a 0,45.

O grupo dos melhores fundos foi o de Multimercados Juros e Moedas, em linha com a base *Master*, por apresentarem o melhor índice de Sharpe dentre as outras classificações. Esse grupo teve a menor volatilidade média em comparação com os outros. A categoria que teve pior performance foi a de Capital Protegido, também em linha com a outra base. Deve-se levar em consideração que esta categoria representa uma parte pouco significante do total, dado que são apenas 4 fundos.

Deve-se levar em consideração também que os fundos mais representativos dessa amostra são os Multimercados Multiestratégia e os Multimercados Multigestor, que juntos somam 86% do total. Essas duas classificações, juntas, apresentaram, em média, resultados próximos do total geral. Os dois obtiveram excessos de retorno e Índices de Sharpe positivos: 2,22% e 0,29%; e 0,23 e 0,04, respectivamente.

Tabela 4
Estatísticas descritivas: Base FIC

Classificação Anbima	Retorno médio (anual)	Excesso de retorno médio (anual)	Volatilidade média (anual)	IS médio (anual)	Qtde. de fundos
Todos os fundos	11,01%	1,07%	4,76%	0,14	2658
Balanceados	10,34%	-1,48%	5,05%	-0,35	32
Capital Protegido	6,22%	-2,80%	7,07%	-0,45	4
L&S – Direcional	10,74%	1,13%	4,58%	0,45	30
L&S – Neutro	9,11%	-0,73%	4,17%	0,10	38
Mult. Estrategia Especifica	8,90%	-0,48%	7,32%	-0,05	49
Mult. Juros e Moedas	10,71%	0,19%	1,44%	0,46	80
Mult. Macro	11,23%	1,18%	7,40%	0,23	127
Mult. Multiestrategia	11,96%	2,22%	6,35%	0,23	1083
Mult. Multigestor	10,34%	0,29%	3,20%	0,04	1212
Mult. Trading	9,30%	0,45%	2,05%	0,44	3

Fonte: elaboração própria.

De forma geral, os fundos Multimercados Juros e Moedas se destacaram positivamente em termos de performance nas duas bases. Esses fundos são aqueles que não operam em renda variável, podendo, portanto, terem se destacado dos outros em momentos de alta volatilidade e baixa de mercado desse setor. Já os piores fundos foram os de Capital Protegido também nas duas bases, que têm como objetivo proteger o principal investido.

Ademais, percebemos que, levando em conta a média total da amostra, os FIC apresentaram retornos médios maiores que os *Master*, sendo que, considerando a estrutura *Master-Feeder*, são naqueles que as taxas de administração e performance são cobradas. Isso pode ter ocorrido por haver uma quantidade considerável de fundos *Master* que não seguem essa estrutura ou por conta do efeito de dupla contagem dos *Feeders*. Podem ter diversos *Feeders* para um *Master*, sendo que estes repetitivos

devem ter apresentado retornos superiores, enviesando a amostra. Uma indicação da existência de que há mais de um *Feeder* para cada *Master* é que há mais fundos na base FIC, cerca de 22% a mais, do que na base *Master*.

4. Resultados

Esta seção é dividida em três partes: primeiramente, são apresentados os resultados das regressões do modelo de sete fatores proposto por esse estudo; posteriormente, comentamos os resultados das regressões de outros modelos estimados para sevirem como testes de robustez do modelo original; e, por último, são exibidos os resultados dos testes de persistência de performance. Foram calculados cinco outros modelos: o modelo índice, considerando o prêmio do Ibovespa como fator de mercado; um modelo com apenas os dois fatores de renda fixa do modelo original deste trabalho; o modelo de Fama e French; o modelo de Carhat; e um modelo com apenas os fatores de renda variável (incluindo o fator IML ao modelo de Carhart).

4.1. Modelo de sete fatores

O modelo proposto por esse trabalho contempla sete fatores, conforme detalhado na seção 3.1: o fator de mercado, que, no caso, é o prêmio do índice Ibovespa; HML, que é o fator da relação de *book-to-market* das empresas; SMB, que é o fator de tamanho das empresas; WML, que é o fator de momento de uma ação; IML, que é o fator de iliquidez de uma ação; TERM, que é o fator referente ao prazo de títulos públicos; e DEF, que é o fator de prêmio de risco de crédito. Nas tabelas a seguir, estão discriminados: os *betas* médios e suas estatísticas t; os resultados do modelo de sete fatores de uma forma geral e por classificação Anbima, mostrando a quantidade de fundos, o R^2 ajustado médio (para depois ser comparado com os dos outros modelos, sendo que esta medida não necessariamente aumenta com a adição de parâmetros), a média dos *alphas* que são estatisticamente significativos (anualizados) e o percentual de fundos que apresentaram *alphas* estatisticamente significativos positivos e negativos separadamente; e gráficos *boxplot* dos *alphas* anualizados. A significância estatística foi calculada a partir do p-valor das regressões de cada fundo ao nível de confiança de 5%. Foram feitas regressões individuais por fundo e as estatísticas foram calculadas a partir de todos os resultados.

Na base *Master*, ao observarmos as estatísticas t na tabela 5 (valores entre parênteses), percebemos que todos os fatores são, em média, estatisticamente significativos no modelo de sete fatores ("*" indica significância estatística). Além disso, os fundos estavam, em média, comprados nos fatores SMB, WML, R_m-R_f, DEF e IML, já que seus *betas* médios diários foram positivos, e vendidos em TERM e HML.

Tabela 5
Betas médios diários dos fatores na Base *Master* (Estatística t)

Modelo	TERM	SMB	HML	WML	R_m - R_F	DEF	IML
Modelo Índice					0,05 (15,66) *		
Fatores RF	-3,82 (-13,35) *					1,10 (5,46) *	
Fama e French		0,01 (7,15) *	-0,01 (-4,05) *		0,05 (15,88) *		
Carhart		0,02 (8,65) *	0,00 (-1,98) *	0,02 (9,11) *	0,06 (16,73) *		
Fatores RV		0,02 (6,12) *	0,00 (-2,15) *	0,02 (9,15) *	0,06 (16,41) *		0,01 (3,63) *
Modelo de 7 fatores	-1,95 (-6,90) *	0,01 (5,73) *	0,00 (-2,06) *	0,02 (8,95) *	0,06 (16,22) *	0,46 (2,37) *	0,01 (3,45) *

Fonte: elaboração própria.
Nota: Método de estimação: *Ordinary Least Squares*; Período compreendido dos dados: 2003-2013.

O R^2 ajustado médio do modelo ficou em 0,18. A média anualizada dos *alphas* encontrados através do modelo de 7 fatores que são estatisticamente significativos foi de -30,92%, com este valor variando de forma relevante por classificação Anbima (de -213,59%, *Long And Short* Neutro, até 6,29%, Multimercados Juros e Moedas). O percentual de fundos que apresentaram *alphas* estatisticamente significativos foi de apenas 10% do total, sendo 4% positivos e 6% negativos, variando bastante por categoria. Isso significa que, em 10% dos casos, os gestores, em média, erraram suas previsões e causaram perdas em seus fundos, e o restante, 90%, não possuía habilidade de gestão o bastante para influenciar os retornos dos mesmos acima dos riscos incorridos. Esta porcentagem pode ser vista como a probabilidade de os gestores obterem *alpha* estatisticamente significativo.

Somente os fundos Multimercados Juros e Moedas obtiveram *alpha* médio anualizado e estatisticamente signinficativo positivo, com estes representando pouco mais de 8% do total de 2.180 fundos da amostra, sendo que apenas 9% dos *alphas* dos 181 fundos desta categoria foram estatisticamente significativos. Deve-se relembrar que os Multimercados Multiestratégia são os mais representativos. Esses fundos apresentaram um *alpha* médio anualizado e estatisticamente significativo negativo de -11,23% e a probabilidade de obter interceptos significantes de 9%, em linha com o resultado geral.

Tabela 6
Resultados do Modelo de Sete Fatores (Base *Master*)

$$R_i - R_f = \alpha_i + b_i * (R_m - R_f) + h_i * (HML) + s_i * (SMB) + w_i * (WML) + g_i * (TERM) + k_i * (DEF) + q_i * (IML) + e_i$$

Classificação Anbima	Qtde. de fundos	R^2 ajustado médio	α médio estat. signif. (anual)	% de fundos com α positivo e estat. signif.	% de fundos com α negativo e estat. signif.
TOTAL	2180	0,18	-30,92%	4%	6%
Balanceados	23	0,40	-5,77%	0%	4%
Capital Protegido	24	0,31	-	0%	0%
L&S – Direcional	33	0,11	-63,26%	3%	27%
L&S – Neutro	32	0,06	-213,59%	0%	13%
Mult. Estrategia Especifica	71	0,16	-228,64%	4%	14%
Mult. Juros e Moedas	181	0,04	6,29%	3%	6%
Mult. Macro	168	0,15	-30,51%	5%	10%
Mult. Multiestrategia	1332	0,18	-11,23%	4%	5%
Mult. Multigestor	299	0,23	-8,63%	3%	6%
Mult. Trading	17	0,15	-15,71%	0%	6%

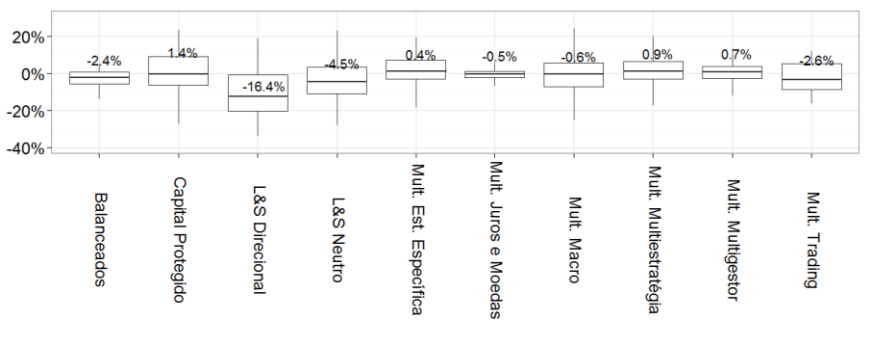
Fonte: elaboração própria.
Nota: Método de estimação: *Ordinary Least Squares*; Período compreendido dos dados: 2003-2013.

Para minimizar o efeito dos *outliers* nas médias (estes não estão incluídos nos gráficos para não distorcê-los), foram feitos gráficos *boxplot* dos *alphas* anualizados e estatisticamente significativos por classificação Anbima. A mediana da amostra completa no gráfico foi de -5,80%. Conforme mostra o gráfico 1, a maioria dos fundos teve uma mediana próxima ou menor que zero, com a assimetria e a dispersão dos dados variando por classificação.

Os Multimercados Juros e Moedas, que foram os únicos que apresentaram *alpha* médio significativo positivo, possuem uma dispersão baixa dos dados e são negativamente assimétricos, com uma mediana anualizada próxima de zero: -0,5%. Isso mostra que a sua média, vista anteriormente, foi muito influenciada por *outliers*. Já os Multimercados Multiestratégia, que são os mais representativos da amostra, possuem uma mediana anualizada positiva, também próxima de zero, de 0,9%, uma dispersão maior e são quase simétricos, com uma ligeira tendência positiva. Tomando a mediana anualizada dos *alphas* estatisticamente significativos para ordenar a melhor e a pior classificação Anbima, os fundos de Capital Protegido foram os destaques positivos e os *Long And Short* Direcional, os destaques negativos.

Gráfico 1
Boxplot *Alphas* Anualizados do Modelo de Sete Fatores - Base *Master*

$$R_i - R_f = \alpha_i + b_i * (R_m - R_f) + h_i * (HML) + s_i * (SMB) + w_i * (WML) + g_i * (TERM) + k_i * (DEF) + q_i * (IML) + e_i$$



Fonte: elaboração própria.
Nota: Método de estimação: *Ordinary Least Squares*; Período compreendido dos dados: 2003-2013.

Já na base FIC, ao analisarmos as estatísticas t na tabela 7, percebemos que todos os fatores foram, em média, estatisticamente significativos, exceto o fator de risco de crédito. Os fundos estavam comprados, em média, nos fatores de tamanho, momento, no fator de mercado e no de iliquidez e vendidos no da relação de *book-to-market* das empresas e no de prazo de títulos.

Tabela 7
Betas médios diários dos fatores na Base FIC (Estatística t)

Modelo	TERM		SMB		HML		WML		R_m - R_F		DEF	IML	
Modelo Índice									0,05 (24,06)	*			
Fatores RF	-4,01 (-10,16)	*									-0,50 (-0,50)		
Fama e French			0,02 (9,40)	*	-0,02 (-10,75)	*			0,05 (25,16)	*			
Carhart			0,02 (8,22)	*	-0,01 (-5,83)	*	0,02 (5,87)	*	0,06 (26,16)	*			
Fatores RV			0,02 (4,26)	*	-0,01 (-5,83)	*	0,02 (5,95)	*	0,06 (25,56)	*		0,01 (4,81)	*
Modelo de 7 fatores	-1,99 (-5,54)	*	0,02 (3,94)	*	-0,01 (-6,19)	*	0,02 (6,45)	*	0,06 (25,28)	*	-1,01 (-1,04)	0,01 (4,41)	*

Fonte: elaboração própria.
Nota: Método de estimação: *Ordinary Least Squares*; Período compreendido dos dados: 2003-2013.

O R^2 ajustado médio do modelo ficou em 0,24. A média dos *alphas* estatisticamente significativos foi de -8,24% e o percentual de fundos com *alphas* significantes foi o mesmo que o da amostra anterior. Somente os fundos Balanceados, Multimercados Estratégia Específica e Multimercados Multiestratégia obtiveram *alphas* médios anualizados e estatisticamente significativos positivos. A classificação Anbima que se destacou de forma positiva dentre os outros foi a dos Multimercados Estratégia Específica (41,74%) e, como destaque negativo, os *Long And Short* Neutro (-294,96%).

Os fundos Multimercados Multiestratégia e Multimercados Multigestor são os mais representativos dessa base. Aqueles obtiveram um *alpha* médio estatisticamente significativo de 8,71%, e estes, -13,26%. A probabilidade desses grupos apresentarem interceptos significantes é praticamente igual à média geral da amostra.

Tabela 8
Resultados do Modelo de Sete Fatores (Base FIC)

$$R_i - R_f = \alpha_i + b_i * (R_m - R_f) + h_i * (HML) + s_i * (SMB) + w_i * (WML) + g_i * (TERM) + k_i * (DEF) + q_i * (IML) + e_i$$

Classificação Anbima	Qtde. de fundos	R^2 ajustado médio	α médio estat. signif. (anual)	% de fundos com α positivo e estat. signif.	% de fundos com α negativo e estat. signif.
TOTAL	2658	0,24	-8,24%	4%	6%
Balanceados	32	0,62	15,12%	3%	0%
Capital Protegido	4	0,28	-	0%	0%
L&S - Direcional	30	0,13	-48,28%	0%	23%
L&S - Neutro	38	0,07	-294,96%	0%	11%
Mult. Estrategia Especifica	49	0,12	41,74%	4%	4%
Mult. Juros e Moedas	80	0,04	-0,32%	6%	10%
Mult. Macro	127	0,22	-19,91%	4%	11%
Mult. Multiestrategia	1083	0,24	8,71%	4%	6%
Mult. Multigestor	1212	0,25	-13,26%	4%	5%
Mult. Trading	3	0,04	-	0%	0%

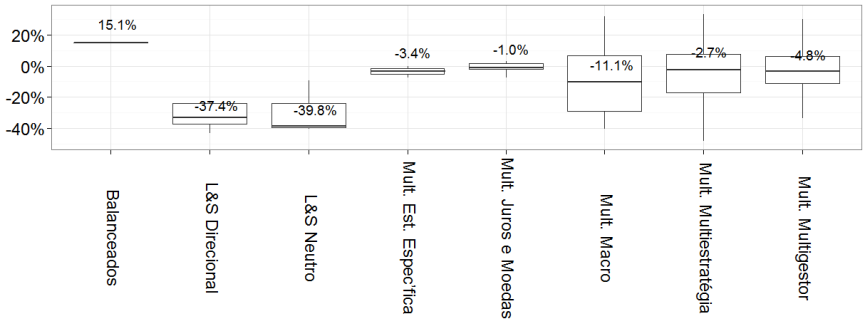
Fonte: elaboração própria.
Nota: Método de estimação: *Ordinary Least Squares*; Período compreendido dos dados: 2003-2013.

O gráfico 2 mostra o *boxplot* dos *alphas* dos fundos da base FIC por classificação Anbima. A mediana de todos os *alphas* dessa base foi de -4,84%. Dado que, dos 32 fundos compostos na categoria dos Balanceados, somente 1 apresentou *alpha* estatisticamente significativo, o seu *boxplot* ficou distorcido. As outras classificações apresentaram medianas anualizadas negativas.

Os Multimercados Estratégia Específica, que se destacaram positivamente em termos de *alpha* médio, apresentaram uma mediana de -3,4% e uma dispersão de dados baixa. Isso significa que a sua média também foi muito influenciada por *outliers*. Tomando a mediana do *boxplot* como medida de performance, os destaques positivos e negativos foram, na ordem, e desconsiderando os Balanceados, os Multimercados Juros e Moedas, com uma mediana de -1,0%, e os *Long And Short* Neutro, -39,8%.

Gráfico 2
Boxplot *Alphas* Anualizados do Modelo de Sete Fatores - Base FIC

$$R_i - R_f = \alpha_i + b_i * (R_m - R_f) + h_i * (HML) + s_i * (SMB) + w_i * (WML) + g_i * (TERM) + k_i * (DEF) + q_i * (IML) + e_i$$



Fonte: elaboração própria.
Nota: Método de estimação: *Ordinary Least Squares*; Período compreendido dos dados: 2003-2013.

Em resumo, verificamos que são poucos os casos em que os gestores conseguem adicionar ou reduzir valor para o retorno de seus fundos, dado o baixo percentual de fundos que obtiveram *alphas* estatisticamente significativos. Ou os gestores não fizeram previsões corretas dos preços futuros dos ativos, de forma que suas contribuição não fizeram efeito, que é 90% dos casos, ou prejudicaram os retornos dos fundos.

Os resultados variaram bastante por classificação Anbima. Na base *Master*, em termos de *alpha* médio, os melhores fundos foram os Multimercados Juros e Moedas e os piores, os Multimercados Estratégia Específica. Entretanto, quando verificamos o gráfico *boxplot* desta base, percebemos que as médias foram muito influenciadas por *outliers*. Assim, para minimizar este problema, consideramos a mediana do *boxplot* um indicador de performance mais confiável. Os destaques positivos, ao verificarmos as medianas dos *alphas* por categoria, foram os fundos de Capital Protegido, e os negativos, os *Long And Short* Direcional.

Deve-se lembrar que os melhores fundos, tomando o Índice de Sharpe como medida de desempenho, foram os Multimercados Estratégia Específica, seguidos pelos Multimercados Juros e Moedas. Já os destaques negativos foram os de Capital Protegido, sendo que estes foram os que apresentaram melhor mediana no modelo de sete fatores. Portanto, encontramos resultados bem diferentes comparando o *alpha* do modelo de sete fatores com o Índice de Sharpe.

Na base FIC, os fundos que se destacaram positiva e negativamente foram os Multimercados Estratégia Específica e *Long And Short* Neutro, respectivamente, em termos de *alpha* médio. Por mediana, os melhores fundos, desconsiderando os Balanceados, foram os Multimercados Juros e Moedas, e os piores, os *Long And Short* Neutro. Ao compararmos estes resultados com os do Índice de Sharpe, percebemos que somente os destaques positivos coincidiram.

É importante mencionar que, em média, os sete fatores influenciam no retorno dos fundos, dado que todos, exceto o fator de crédito, que não foi significante na base FIC, apresentaram significância estatística. Além disso, verificamos que os fundos estavam, em média, comprados no fator de mercado, no tamanho das empresas, no momento e na iliquidez das ações e no risco de crédito (na base *Master*), de forma que uma variação positiva desses fatores gera um impacto positivo nos fundos. Já nos fatores de prazo de títulos e a relação de *book-to-market* das empresas, os fundos estavam, em média, vendidos.

4.2. Outros modelos

Conforme foi mencionado no início da seção 4, foram calculados outros modelos, além do modelo de sete fatores deste trabalho, para servirem como testes de robustez para este. As tabelas com os resultados do R^2 ajustado médio, *alpha* médio anualizado e estatisticamente significativo e percentual de fundos que apresentaram *alphas* médios significantes se encontram no anexo.

Primeiramente, calculamos o modelo Índice, considerando o Ibovespa como a *proxy* do fator de mercado. Na base *Master*, o R^2 ajustado médio foi de 0,15 e na base FIC, 0,21, que são um pouco menores que os valores encontrados no modelo de sete fatores. Nesse modelo, há evidências da existência de gestores com habilidade, dado que os *alphas* médios foram positivos de forma geral. Esse resultado é esperado, dado que não foram consideradas várias fontes de risco. O *alpha*, nesse caso, representa a habilidade do gestor em superar o mercado apenas.

Rodamos também um modelo com apenas os fatores de Renda Fixa calculados nesse trabalho. O R^2 ajustado médio variou de 0,00 a 0,01 nas bases FIC e *Master*, o que indica que, pelo menos sozinhos, estes fatores não explicam bem os retornos dos fundos. Nesse modelo, os *alphas* médios estatisticamente significativos foram negativos nas duas amostras.

Posteriormente, rodamos o modelo de três fatores de Fama e French. O R^2 ajustado foi de 0,16 na base *Master* e de 0,22 na base FIC. Os *alphas* médios estatisticamente significativos foram positivos. Já no modelo de quatro fatores de Carhart, o R^2 ajustado foi de 0,17 na base *Master* e de 0,23 na base FIC. Similarmente, os *alphas* médios estatisticamente significativos foram positivos, ou seja, os gestores possuíam habilidade e acertaram suas previsões.

Por fim, rodamos o modelo com todos os fatores de Renda Variável considerados no modelo original desse trabalho, que inclui o fator de iliquidez ao modelo de Carhart. Os R^2 ajustados médios ficaram no mesmo patamar que os do modelo de Carhart. Como ocorreu com todos esses modelos, exceto o que considera apenas os fatores de RF, os *alphas* médios estatisticamente significativos foram positivos.

Em resumo, os modelos Índice, Fama e French, Carhart e com fatores de RV apresentaram resultados bem similares, inclusive por classificação Anbima. Em média, os fundos apresentaram interceptos positivos e o percentual dos que obtiveram *alphas* estatisticamente significativos foi bem maior que no modelo de sete fatores e no modelo com fatores de RF. Portanto, os fatores de RF fizeram grande diferença nos resultados quando incluídos no modelo, principalmente o fator de prazo, dado que apresentou significância estatística nas duas amostras, enquanto o fator de crédito, apenas na base *Master*. Além disso, apesar de a diferença não ter sido grande, o R^2 ajustado médio do modelo de sete fatores foi maior que o dos outros modelos, possuindo, portanto, maior poder explicativo.

4.3. Teste de persistência de performance

Para testar a persistência de performance dos fundos, ou seja, se os gestores possuem habilidade e não apenas sorte, foi utilizada uma metodologia não paramétrica baseada em tabelas de contingência, como foi descrito na seção 3.1.

A tabela 9 se refere aos resultados da base *Master* e a tabela 10, base FIC. Não encontramos significância estatística, ao nível de 5%, em nenhuma das duas bases, nem por classificação Anbima. Os "*repeat-winners*" e "*repeat-losers*" somam 46% na duas amostras,menor que o somatório daqueles que são vencedores em um período e perdedores no seguinte e vice-versa. A hipótese alternativa é que o CPR seja maior que 1 e, em quase todos os casos, este foi menor, resultando também numa estatística Z menor que 0, ou seja, as chances de um fundo não possuir

persistência de performance foi maior. Para que ocorresse o contrário, ou seja, os fundos tivessem mais chances de serem persistentes, o CPR deveria ser maior que 1 e a estatística Z, maior que 0.

Em suma, não há significância estatística, não havendo evidências da existência de persistência de performance. Portanto, não podemos concluir que os gestores possuem ou não habilidade, e sim que houve sorte.

Tabela 9
Teste de Persistência de Performance: Tabelas de Contingência (Base *Master*)

$$\{\left(\frac{1}{WW}\right)+\left(\frac{1}{WL}\right)+\left(\frac{1}{LW}\right)+\left(\frac{1}{LL}\right)\}^{\left(\frac{1}{2}\right)}$$

TODOS OS MASTER					Multimercados Multiestratégia				
	WW	LL	WL	LW		WW	LL	WL	LW
2004	22	26	53	48	2004	15	14	29	27
2005	40	46	74	67	2005	27	23	47	41
2006	74	97	79	56	2006	54	61	45	33
2007	106	130	157	132	2007	70	72	105	84
2008	188	150	231	269	2008	122	96	155	173
2009	243	252	340	333	2009	145	162	220	202
2010	335	388	374	315	2010	192	235	230	217
2011	427	391	426	427	2011	266	227	263	270
2012	452	458	507	514	2012	266	269	311	297
2013	453	411	473	432	2013	259	262	282	234
Total	2340	2349	2714	2593	Total	1416	1421	1687	1578
%	23%	23%	27%	26%	%	23%	23%	28%	26%
CPR	0.78				CPR	0.76			
Estatística Z	-6.16				Estatística Z	-5.45			

Fonte: elaboração própria.
Nota: Método de estimação: Tabelas de Contingência; Período compreendido dos dados: 2004-2013.

Cont. Tabela 10
Teste de Persistência de Performance: Tabelas de Contingência (Base *Master*)

$$\{\left(\frac{1}{WW}\right)+\left(\frac{1}{WL}\right)+\left(\frac{1}{LW}\right)+\left(\frac{1}{LL}\right)\}^{(\frac{1}{2})}$$

Balanceados	WW	LL	WL	LW
2004	1	0	1	4
2005	2	0	3	1
2006	1	1	3	2
2007	3	1	1	3
2008	3	1	4	1
2009	3	3	1	2
2010	3	1	3	2
2011	5	3	0	1
2012	3	2	5	6
2013	5	3	3	4
Total	29	15	24	26
%	31%	16%	26%	28%
CPR	0.70			
Estatística Z	-0,85			

Capital Protegido	WW	LL	WL	LW
2004	0	0	1	3
2005	0	1	5	3
2006	1	4	4	4
2007	7	13	6	3
2008	17	4	9	23
2009	19	7	32	18
2010	21	24	22	17
2011	20	23	25	21
2012	19	25	21	24
2013	20	19	17	20
Total	124	120	142	136
%	24%	23%	27%	26%
CPR	0,77			
Estatística Z	-1.49			

Multimercados Estratégia Específica	WW	LL	WL	LW
2004	1	1	0	0
2005	1	1	0	1
2006	1	0	2	2
2007	3	2	4	1
2008	5	3	7	7
2009	9	10	13	13
2010	12	16	12	8
2011	7	16	16	13
2012	12	12	12	25
2013	21	8	15	14
Total	72	69	81	84
%	24%	23%	26%	27%
CPR	0.73			
Estatística Z	-1.37			

Long And Short – Direcional	WW	LL	WL	LW
2004	1	0	0	1
2005	0	0	2	0
2006	1	2	0	1
2007	1	1	1	1
2008	2	1	1	1
2009	3	3	2	0
2010	4	6	6	3
2011	6	3	3	9
2012	7	4	8	5
2013	5	6	7	4
Total	30	26	30	25
%	27%	23%	27%	23%
CPR	1.04			
Estatística Z	0.10			

Fonte: elaboração própria.
Nota: Método de estimação: Tabelas de Contingência; Período compreendido dos dados: 2004-2013.

Cont. Tabela 11
Teste de Persistência de Performance: Tabelas de Contingência (Base *Master*)

$$\{\left(\frac{1}{WW}\right)+\left(\frac{1}{WL}\right)+\left(\frac{1}{LW}\right)+\left(\frac{1}{LL}\right)\}^{(\frac{1}{2})}$$

LondAnd Short – Neutro	WW	LL	WL	LW
2004	0	1	0	0
2005	1	0	0	1
2006	1	0	1	0
2007	0	0	2	1
2008	1	1	1	2
2009	2	2	2	0
2010	4	8	1	1
2011	3	6	5	4
2012	7	6	5	7
2013	7	3	7	7
Total	26	27	24	23
%	26%	27%	24%	23%
CPR	1.27			
Estatística Z	0.60			

Multimercados Multigestor	WW	LL	WL	LW
2004	2	3	10	3
2005	3	8	7	10
2006	8	13	9	4
2007	6	21	19	16
2008	15	22	23	27
2009	29	26	29	43
2010	50	49	43	26
2011	64	55	59	58
2012	69	67	68	68
2013	66	51	64	72
Total	312	315	331	327
%	24%	25%	26%	25%
CPR	0.91			
Estatística Z	-0.86			

Multimercados Juros e Moedas	WW	LL	WL	LW
2004	0	3	6	6
2005	4	6	5	6
2006	3	9	8	4
2007	7	9	8	14
2008	13	9	14	15
2009	19	17	20	30
2010	23	26	35	19
2011	29	33	22	31
2012	30	35	51	45
2013	37	31	37	47
Total	165	178	206	217
%	22%	23%	27%	28%
CPR	0.66			
Estatística Z	-2.89			

Multimercados Macro	WW	LL	WL	LW
2004	2	4	6	4
2005	2	7	4	4
2006	4	6	7	6
2007	8	11	10	8
2008	8	12	15	19
2009	13	21	18	23
2010	24	21	19	20
2011	25	22	29	19
2012	38	35	22	33
2013	29	22	40	29
Total	153	161	170	165
%	24%	25%	26%	25%
CPR	0.88			
Estatística Z	-0.83			

Fonte: elaboração própria.
Nota: Método de estimação: Tabelas de Contingência; Período compreendido dos dados: 2004-2013.

Cont. Tabela 12
Teste de Persistência de Performance: Tabelas de Contingência (Base *Master*)

$$\{\left(\frac{1}{WW}\right)+\left(\frac{1}{WL}\right)+\left(\frac{1}{LW}\right)+\left(\frac{1}{LL}\right)\}^{(\frac{1}{2})}$$

	Multimercados Trading			
	WW	LL	WL	LW
2004	0	0	0	0
2005	0	0	1	0
2006	0	1	0	0
2007	1	0	1	1
2008	2	1	2	1
2009	1	1	3	2
2010	2	2	3	2
2011	2	3	4	1
2012	1	3	4	4
2013	4	6	1	1
Total	13	17	19	12
%	21%	28%	31%	20%
CPR	0.97			
Estatística Z	-0.06			

Fonte: elaboração própria.
Nota: Método de estimação: Tabelas de Contingência; Período compreendido dos dados: 2004-2013.

Tabela 10
Teste de Persistência de Performance: Tabelas de Contingência (Base FIC)

$$\{\left(\frac{1}{WW}\right)+\left(\frac{1}{WL}\right)+\left(\frac{1}{LW}\right)+\left(\frac{1}{LL}\right)\}^{(\frac{1}{2})}$$

	TODOS OS FIC			
	WW	LL	WL	LW
2004	34	37	66	63
2005	53	50	112	114
2006	110	150	109	68
2007	110	127	202	182
2008	246	189	359	415
2009	387	420	507	476
2010	495	518	519	473
2011	552	509	529	530
2012	464	482	612	631
2013	478	435	533	491
Total	2929	2917	3548	3443
%	23%	23%	28%	27%
CPR	0.70			
Estatística Z	-10.09			

	Multimercados Multiestratégia			
	WW	LL	WL	LW
2004	10	11	22	19
2005	17	18	40	39
2006	41	52	38	25
2007	43	39	77	70
2008	102	76	138	159
2009	155	191	202	178
2010	179	224	200	187
2011	210	232	213	211
2012	178	223	231	252
2013	197	175	198	210
Total	1132	1241	1359	1350
%	22%	24%	27%	27%
CPR	0.77			
Estatística Z	-4.74			

Fonte: elaboração própria.
Nota: Método de estimação: Tabelas de Contingência; Período compreendido dos dados: 2004-2013.

Cont. Tabela 10
Teste de Persistência de Performance: Tabelas de Contingência (Base FIC)

$$\{\left(\frac{1}{WW}\right)+\left(\frac{1}{WL}\right)+\left(\frac{1}{LW}\right)+\left(\frac{1}{LL}\right)\}^{(\frac{1}{2})}$$

Balanceados	WW	LL	WL	LW
2004	0	0	0	1
2005	1	0	1	1
2006	2	2	0	1
2007	0	1	3	2
2008	2	0	1	6
2009	6	1	3	0
2010	3	0	3	2
2011	4	1	3	5
2012	3	2	8	2
2013	3	4	1	6
Total	24	11	23	26
%	29%	13%	27%	31%
CPR	0.44			
Estatística Z	-1.77			

Capital Protegido	WW	LL	WL	LW
2004	0	0	0	0
2005	1	0	0	1
2006	1	0	1	0
2007	1	0	1	2
2008	2	1	2	2
2009	4	3	2	1
2010	1	3	4	3
2011	1	4	3	3
2012	1	3	1	2
2013	1	2	2	1
Total	13	16	16	15
%	22%	27%	27%	25%
CPR	0.87			
Estatística Z	-0.28			

Multimercados Estratégia Específica	WW	LL	WL	LW
2004	2	0	1	0
2005	2	0	1	2
2006	2	5	6	1
2007	1	6	4	7
2008	7	4	14	10
2009	9	7	9	14
2010	12	10	14	6
2011	11	5	8	16
2012	8	6	20	8
2013	5	14	10	10
Total	59	57	87	74
%	21%	21%	31%	27%
CPR	0.52			
Estatística Z	-2.66			

Long And Short – Direcional	WW	LL	WL	LW
2004	1	1	0	2
2005	1	1	2	1
2006	1	2	1	1
2007	2	2	4	2
2008	4	6	7	7
2009	3	8	10	7
2010	3	11	7	7
2011	8	7	4	9
2012	6	4	10	7
2013	5	6	7	7
Total	34	48	52	50
%	18%	26%	28%	27%
CPR	0.63			
Estatística Z	-1.56			

Fonte: elaboração própria.
Nota: Método de estimação: Tabelas de Contingência; Período compreendido dos dados: 2004-2013.

Cont. Tabela 10
Teste de Persistência de Performance: Tabelas de Contingência (Base FIC)

$$\{\left(\frac{1}{WW}\right)+\left(\frac{1}{WL}\right)+\left(\frac{1}{LW}\right)+\left(\frac{1}{LL}\right)\}^{(\frac{1}{2})}$$

LondAnd Short – Neutro	WW	LL	WL	LW
2004	0	1	3	0
2005	0	1	1	4
2006	0	0	4	3
2007	3	2	2	3
2008	7	2	4	6
2009	9	4	7	8
2010	6	6	11	4
2011	5	5	5	7
2012	6	5	7	9
2013	8	5	7	5
Total	44	31	51	49
%	25%	18%	29%	28%
CPR	0.55			
Estatística Z	-1.96			

Multimercados Multigestor	WW	LL	WL	LW
2004	20	20	29	34
2005	27	27	58	50
2006	54	77	46	32
2007	46	62	92	78
2008	101	81	163	186
2009	164	177	236	238
2010	259	230	249	231
2011	274	231	260	240
2012	224	212	280	304
2013	220	199	264	210
Total	1389	1316	1677	1603
%	23%	22%	28%	27%
CPR	0.68			
Estatística Z	-7.42			

Multimercados Juros e Moedas	WW	LL	WL	LW
2004	1	2	5	1
2005	1	2	2	5
2006	2	3	4	2
2007	7	6	6	4
2008	6	5	12	15
2009	14	8	9	11
2010	10	6	14	10
2011	12	6	11	12
2012	11	11	21	17
2013	15	11	12	18
Total	79	60	96	95
%	24%	18%	29%	29%
CPR	0.52			
Estatística Z	-2.92			

Multimercados Macro	WW	LL	WL	LW
2004	0	2	6	6
2005	3	1	6	11
2006	7	9	9	2
2007	6	9	13	13
2008	15	14	16	24
2009	23	21	29	17
2010	21	28	17	23
2011	26	18	22	27
2012	27	16	33	30
2013	24	19	32	23
Total	152	137	183	176
%	23%	21%	28%	27%
CPR	0.65			
Estatística Z	-2.76			

Fonte: elaboração própria.
Nota: Método de estimação: Tabelas de Contingência; Período compreendido dos dados: 2004-2013.

Cont. Tabela 10
Teste de Persistência de Performance: Tabelas de Contingência (Base FIC)

$$\{\left(\frac{1}{\mathrm{WW}}\right)+\left(\frac{1}{\mathrm{WL}}\right)+\left(\frac{1}{\mathrm{LW}}\right)+\left(\frac{1}{\mathrm{LL}}\right)\}^{(\frac{1}{2})}$$

	Multimercados Trading			
	WW	LL	WL	LW
2004	0	0	0	0
2005	0	0	1	0
2006	0	0	0	1
2007	1	0	0	1
2008	0	0	2	0
2009	0	0	0	2
2010	1	0	0	0
2011	1	0	0	0
2012	0	0	1	0
2013	0	0	0	1
Total	3	0	4	5
%	25%	0%	33%	42%
CPR	0.00			
Estatística Z	-			

Fonte: elaboração própria.
Nota: Método de estimação: Tabelas de Contingência; Período compreendido dos dados: 2004-2013.

5. Conclusão

Este estudo verifica se os fundos de investimento Multimercado no Brasil geram performance através de um modelo de precificação com sete fatores de risco. Esse modelo examina se os fundos apresentam um retorno médio acima do retorno justo de acordo com o risco medido pelos fatores, i.e, se apresentam *alpha* positivo e estatisticamente significativo. Foram utilizados dados diários no período de 2003 a 2013 e duas bases, *Master* e FIC, separadamente, para estimar os *alphas* de cada fundo. Mostramos os resultados das bases completas de forma geral e por classificação Anbima.

Encontramos que, dos fundos que apresentaram *alphas* estatisticamente significativos, em média, esses valores foram negativos nas duas amostras, dados os valores das medianas de seus *alphas*, encontradas a partir dos gráficos *boxplot*. Os resultados variaram por base utilizada, principalmente quando analisamos por classificação Anbima, possivelmente, por conta do efeito de dupla contagem da base FIC ou por haver poucos fundos com a estrutura *Master-Feeder* na base *Master*. Assim, de forma a evitar esses vieses, consideramos a base *Master* a mais confiável. Podemos dizer, então, que os melhores fundos foram os de Capital Protegido e, por sua vez, os *Long And Short* Direcional podem ser

considerados os piores fundos. Os fundos de Capital Protegido podem ter se beneficiado frente aos outros nos momentos de crise.

Há diferenças também nos resultados encontrados com o uso do Índice de Sharpe como medida de performance. Portanto, conforme afirmam Edwards e Caglayan (2001), essa seria uma justificativa para o uso do modelo de fatores para mensuração de desempenho, pois o mesmo faz um melhor controle dos fatores de riscos aos quais os fundos estão expostos, fornecendo uma estimativa mais realista.

Além disso, o percentual de fundos que obtiveram interceptos estatisticamente significativos foi baixo, bem menor que o encontrado por Edwards e Caglayan (2001). Os resultados sugerem que há uma probabilidade de 10% de encontrarmos gestores de baixo desempenho consistente, e 90% dos gestores não influenciarem positiva ou negativamente nos retornos dos seus fundos.

Estimou-se também os *alphas* através de outros modelos: o modelo Índice; um modelo com apenas os dois fatores de Renda Fixa; o modelo de Fama e French; o modelo de Carhart; e um modelo com apenas os fatores de Renda Variável aqui estudados. Com exceção do modelo com fatores de RF, em todos os outros, os fundos, em média, apresentaram interceptos médios significativamente positivos. Porém, o fator de prazo de títulos apresentou significância estatística e o R^2 ajustado do modelo original aumentou quando este e o fator de crédito foram incluídos. Portanto, os fatores de RF fazem parte da explicação do retorno dos fundos e diferiram bastante os resultados quando inseridos no modelo.

Adicionalmente, verificou-se se os fundos apresentam persistência de performance através de um modelo não paramétrico baseado em tabelas de contingência. Não encontramos evidências de persistência em nenhuma das bases e nem separando por classificação Anbima. Isso sugere que os gestores tiveram sorte, e não habilidade, mesmo nas poucas vezes em que superaram o mercado.

Como sugestão futura, poderia ser calculado o *Appraisal Ratio* dos fundos, de forma a servir como outra medida de performance para comparar com o Índice de Sharpe e o *alpha* do modelo fatorial. Seria interessante criar fatores não lineares para o mercado brasileiro, assim como fizeram Agarwal e Naik (2000) e Fung e Hsieh (2001), dado que os fundos Multimercados possuem em carteira diversos ativos que incluem desde ações até estratégias com opções e *swaps*. Além disso, conforme Fung e Hsieh (2011), seria válido analisar o efeito dos empréstimos de ações no retorno dos fundos. Por fim, dado que, durante o período desse

estudo, houve momentos de crise, outra sugestão seria calcular a performance dos fundos em subperíodos e verificar a presença de quebras estruturais, ou seja, se os gestores mudaram seus comportamentos de risco em momentos de *stress*, assim como fizeram Xu et Al (2010).

Referências

Ackermann, Carl; Mcenally, Richard; & Ravenscraft, David. 1999. The Performance of Hedge Funds: Risk, Return, and Incentives. *The Journal of Finance*, **54**, 833-874.

Agarwal, Vikas; & Naik, Narayan Y. 2000. Performance Evaluation of Hedge Funds with Option-based and Buy-and-Hold Strategies. Working paper.

Agarwal, Vikas; & Naik, Narayan Y. 2004. Risk and Portfolio Decisions Involving Hedge Funds. *The Review of Financial Studies*, **17**, 63-98.

Amihud, Yakov. 2002. Iliquidity and stock returns: Cross-section and time series effects. *Journal of Financial Economics*, **5**, 31-56

Amihud, Yakov. 2014. The Pricing of the Illiquidity Factor's Systematic Risk. Disponível em SSRN: <http://ssrn.com/abstract=2411856 or http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2411856>

Amin, G.; & H. Kat. 2003. Welcome to the Dark Side: Hedge Fund Attrition and Survivorship Bias over the Period 1994-2001. *Journal of Alternative Investments*, **6**, 57-73.

Anbima; Como Investir. Disponível em: <http://www.comoinvestir.com.br/>. Acesso em 10/07/2014.

Banco Central do Brasil; SGS - Sistema Gerenciador de Séries Temporais. Disponível em: <https://www3.bcb.gov.br/sgspub/localizarseries/localizarSeries.do?method=prepararTelaLocalizarSeries>. Acesso em 28/04/2014

Bodie, Zve; Kane, Alex; & Marcus, Alan J. 2005. *Investments.* 6th Ed. New York: McGraw-Hill.

Bornholt, Graham. 2006. Extending the CAPM: The Reward Beta Approach. Working paper (Griffith University - Department of Accounting, Finance and Economics)

Brown, Stephen J.; Goetzmann, William N.; & Ibbtson, Roger G. 1999. Offshore Hedge Funds: Survival and Performance 1989–1995. *Journal of Business*, **72**, 91–117.

Carhat, M. 1997. On Persistence in Mutual Fund Performance. *Journal of Finance*.

CVM; Caderno 03. Disponível em: <http://www.cvm.gov.br/port/protinv/caderno03.asp>. Acesso em 04/08/2014.

CVM; Portal do Investidor. Disponível em: <http://www.portaldoinvestidor.gov.br/>. Acesso em 10/07/2014.

Debêntures; Dados Consolidados. Disponível em: <http://www.debentures.com.br/dadosconsolidados/comparativovaloresmobiliarios.asp>. Acesso em 19/02/2015.

Dos Santos, José Odálio; Famá, Rubens; & Mussa, Adriano. 2011. A adição do fator de risco momento ao modelo de precificação de ativos dos três fatores de Fama & French aplicado ao mercado acionário brasileiro. Artigo – Finanças.

Edwards, Franklin R.; & Caglayan, Mustafa Onur. 2001. Hedge Fund Performance and Manager Skill. *Journal of Futures Markets*. **21**, 1003-1028.

Fama, E. F., & French, K. R. 1992. The Cross Section of Expected Stock Returns. *Journal of Finance*.

Fama, E. F., & French, K. R. 1993. Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds. *Journal of Finance*.

Fung, W., & Hsieh, D. A. 2001. The Risk in Hedge Fund Strategies: Theory and Evidence from Trend Followers. *The Review of Financial Studies*, **14**, 313-341.

Fung, William; & Hsieh, David A. 2004. Hedge Fund Benchmarks: A Risk Based Approach. *Financial Analysts Journal*, **60**, 65-80.

Fung, William.; & Hsieh, David. A. 2011. The Risk in Hedge Fund Strategies: Theory and Evidence from Long/Short Equity Hedge Funds. *Journal of Empirical Finance*, **18**, 547–569.

Goetzmann, W.; & Ibbotson, R. 1994. Do winners repeat? Patterns in mutual fund performance. *Journal of Portfolio Management*, **20**, 9-18.

Goetzmann, William; Ingersoll, Jonathan; Spiegel, Matthew; & Welch, Ivo. 2007. Portfolio Performance Manipulation and Manipulation-proof Performance Measures. *The Review of Financial Studies*, **20**, 1503-1546.

Gomes, Fábio Augusto Reis; & Cresto, Vicente. 2010. Avaliação do Desempenho dos Fundos Long-Short no Brasil. *Revista Brasileira de Finanças*, **8**, 505-529.

Instituto Educacional BM&F Bovespa: Fundos de Investimentos. Disponível em: <http://lojavirtual.bmf.com.br/lojaie/portal/pages/pdf/apostila_pqo_cap_07_v2.pdf>. Acesso em 20/07/2014.

Jensen, Michael C. 1968. The Performance of Mutual Funds in the Period 1945-1964. *Journal of Finance*.

Joaquim, G. P. G.; & Moura, M. L. 2011. Performance and persistence of Brazilian hedge funds during the financial crisis. *Revista Brasileira de Finanças*, **9**, art. 107, 465-488.

Jordão, G. A.; & Moura, M. L. 2009. Análise de desempenho de fundos multimercados brasileiros. Recuperado em 02/10/2011, de http://bibliotecadigital.fgv.br.

Jordão, Gustavo A.; & De Moura, Marcelo L. 2009. Análise de desempenho de fundos multimercados brasileiros. Biblioteca Digital da FGV. Disponível em: <http://bibliotecadigital.fgv.br/site/biblioteca-digital>.

Leal, R. P. C.; & Mendes, Beatriz Vaz de Mello. 2009. A relação risco-retorno de fundos de pensão com investimentos em hedge funds. Relatório de Pesquisa. Disponível em <http://www.coppead.ufrj.br/upload/publicacoes/>

Liang, B. 2000. Hedge Funds: The Living and the Dead. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, **35**, 309-326.

NEFIN - Brazilian Center for Research in Financial Economics of the University of São Paulo. Disponível em: <http://nefin.com.br/disclaimer_risk_factors.html>. Acesso em 28/04/2014.

O Globo: Anbid divulga nova classificação de fundos multimercados. Disponível em: <http://oglobo.globo.com/economia/anbid-divulga-nova-classificacao-de-fundos-multimercados-3122831>. Acesso em 27/05/2014.

Resende e Sotto-Maior – Fundos de Investimentos em Cotas (FICs) e a estrutura master-feeder. Disponível em: <https://verios.com.br/blog/fundos-de-investimento-em-cotas-fics-e-a-estrutura-master-feeder/>. Acesso em 10/07/2014.

Risério, Guilherme S. 2014. O desempenho dos hedge funds brasileiros a partir da não normalidade de seus retornos. Dissertação de Mestrado, Rio de Janeiro, EBAPE-FGV.

Santaniello, R.; & Castro, S. 2007. Are quantitative performance indicators effective selection criteria for Brazilian local hedge funds? In: Encontro Brasileiro de Finanças, **7**, São Paulo, Anais.

Schor, Adriana; Bonomo, Marco Antonio; & Pereira, Pedro L. Valls. 1998. Arbitrage Pricing Theory (APT) e variáveis macroeconômicas. Um estudo empírico sobre o mercado acionário brasileiro. Biblioteca Digital da FGV. Disponível em: <http://bibliotecadigital.fgv.br/dspace/bitstream/10438/603/1/000087858.pdf>

Sharpe, William F. 1966. Mutual Fund Performance. *Journal of Business*, **39**.

Szklo, R. 2007. Detectando a estrutura não linear do retorno dos fundos multimercado através de um modelo de fatores. Dissertação de Mestrado em Finanças e Economia Empresarial. Rio de Janeiro: Fundação Getúlio Vargas.

Treynor, Jack L. 1966. How to Rate Management Investment Funds. *Harvard Business Review*, **43**.

Xu, Xiaoqing Eleanor; Liu, Jiaong; Loviscek, Anthony L. 2010. Hedge Fund Attrition, Survivorship Bias, and Performance: Perspectives from the Global Financial Crisis. Disponível em SSRN: http://ssrn.com/abstract=1572116 ou http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1572116

Anexo

Tabela 13
Resultados do Modelo Índice (Base *Master*)

$$R_i - R_f = \alpha_i + b_i * (R_m - R_f) + e_i$$

Classificação Anbima	Qtde. de fundos	R^2 ajustado médio	α médio estat. signif. (anual)	% de fundos com α positivo e estat. signif.	% de fundos com α negativo e estat. signif.
TOTAL	2180	0,15	2,24%	26%	5%
Balanceados	23	0,39	0,92%	17%	4%
Capital Protegido	24	0,30	-3,38%	0%	21%
L&S - Direcional	33	0,07	0,88%	12%	6%
L&S - Neutro	32	0,02	-1,32%	16%	6%
Mult. Estrategia Especifica	71	0,14	0,51%	34%	10%
Mult. Juros e Moedas	181	0,02	0,49%	39%	3%
Mult. Macro	168	0,13	2,03%	19%	6%
Mult. Multiestrategia	1332	0,16	2,71%	27%	4%
Mult. Multigestor	299	0,20	1,72%	22%	4%
Mult. Trading	17	0,13	20,67%	24%	12%

Fonte: elaboração própria.
Nota: Método de estimação: *Ordinary Least Squares*; Período compreendido dos dados: 2003-2013.

Tabela 14
Resultados do Modelo Índice (Base FIC)

$$R_i - R_f = \alpha_i + b_i * (R_m - R_f) + e_i$$

Classificação Anbima	Qtde. de fundos	R^2 ajustado médio	α médio estat. signif. (anual)	% de fundos com α positivo e estat. signif.	% de fundos com α negativo e estat. signif.
TOTAL	2658	0,21	1,41%	21%	10%
Balanceados	32	0,61	-3,04%	3%	47%
Capital Protegido	4	0,26	-	0%	0%
L&S - Direcional	30	0,08	4,35%	23%	0%
L&S - Neutro	38	0,02	-8,93%	5%	8%
Mult. Estrategia Especifica	49	0,10	0,60%	33%	10%
Mult. Juros e Moedas	80	0,03	-0,07%	35%	11%
Mult. Macro	127	0,20	3,87%	21%	7%
Mult. Multiestrategia	1083	0,22	2,30%	29%	8%
Mult. Multigestor	1212	0,21	0,57%	15%	11%
Mult. Trading	3	0,01	0,82%	33%	0%

Fonte: elaboração própria.
Nota: Método de estimação: *Ordinary Least Squares*; Período compreendido dos dados: 2003-2013.

Tabela 15
Resultados do Modelo com fatores de RF (Base *Master*)

$$R_i - R_f = \alpha_i + g_i * (TERM) + k_i * (DEF) + e_i$$

Classificação Anbima	Qtde. de fundos	R^2 ajustado médio	α médio estat. signif. (anual)	% de fundos com α positivo e estat. signif.	% de fundos com α negativo e estat. signif.
TOTAL	2180	0,00	-54,01%	2%	7%
Balanceados	23	0,00	-5,25%	0%	4%
Capital Protegido	24	0,00	-	0%	0%
L&S - Direcional	33	0,01	-75,74%	0%	27%
L&S - Neutro	32	0,00	-435,29%	0%	6%
Mult. Estrategia Especifica	71	0,01	-217,57%	4%	17%
Mult. Juros e Moedas	181	0,00	-1,69%	3%	6%
Mult. Macro	168	0,00	-43,89%	3%	10%
Mult. Multiestrategia	1332	0,00	-42,45%	3%	6%
Mult. Multigestor	299	0,01	-20,81%	2%	8%
Mult. Trading	17	0,00	-11,45%	0%	6%

Fonte: elaboração própria.
Nota: Método de estimação: *Ordinary Least Squares*; Período compreendido dos dados: 2003-2013.

Tabela 16
Resultados do Modelo com fatores de RF (Base FIC)

$$R_i - R_f = \alpha_i + g_i * (TERM) + k_i * (DEF) + e_i$$

Classificação Anbima	Qtde. de fundos	R^2 ajustado médio	α médio estat. signif. (anual)	% de fundos com α positivo e estat. signif.	% de fundos com α negativo e estat. signif.
TOTAL	2658	0,01	-25,26%	2%	8%
Balanceados	32	0,00	-46,02%	0%	3%
Capital Protegido	4	0,00	-	0%	0%
L&S - Direcional	30	0,00	-76,43%	0%	20%
L&S - Neutro	38	0,00	-372,97%	3%	5%
Mult. Estrategia Especifica	49	0,01	11,36%	4%	8%
Mult. Juros e Moedas	80	0,01	-0,36%	6%	10%
Mult. Macro	127	0,01	-34,80%	1%	12%
Mult. Multiestrategia	1083	0,00	-14,47%	2%	7%
Mult. Multigestor	1212	0,01	-26,15%	1%	8%
Mult. Trading	3	0,00	-	0%	0%

Fonte: elaboração própria.
Nota: Método de estimação: *Ordinary Least Squares*; Período compreendido dos dados: 2003-2013.

Tabela 17
Resultados do Modelo de Fama e French (Base *Master*)

$$R_i - R_f = \alpha_i + b_i * (R_m - R_f) + h_i * (HML) + s_i * (SMB) + e_i$$

Classificação Anbima	Qtde. de fundos	R^2 ajustado médio	α médio estat. signif. (anual)	% de fundos com α positivo e estat. signif.	% de fundos com α negativo e estat. signif.
TOTAL	2180	0,16	2,12%	26%	5%
Balanceados	23	0,39	0,80%	17%	4%
Capital Protegido	24	0,30	-3,26%	0%	21%
L&S - Direcional	33	0,09	-1,71%	9%	9%
L&S - Neutro	32	0,04	-0,68%	19%	6%
Mult. Estrategia Especifica	71	0,15	0,44%	32%	10%
Mult. Juros e Moedas	181	0,03	0,44%	37%	3%
Mult. Macro	168	0,14	1,88%	21%	7%
Mult. Multiestrategia	1332	0,17	2,59%	27%	4%
Mult. Multigestor	299	0,21	1,58%	22%	5%
Mult. Trading	17	0,14	20,56%	24%	12%

Fonte: elaboração própria.
Nota: Método de estimação: *Ordinary Least Squares*; Período compreendido dos dados: 2003-2013.

Tabela 18
Resultados do Modelo de Fama e French (Base FIC)

$$R_i - R_f = \alpha_i + b_i * (R_m - R_f) + h_i * (HML) + s_i * (SMB) + e_i$$

Classificação Anbima	Qtde. de fundos	R^2 ajustado médio	α médio estat. signif. (anual)	% de fundos com α positivo e estat. signif.	% de fundos com α negativo e estat. signif.
TOTAL	2658	0,22	1,30%	21%	10%
Balanceados	32	0,62	-2,84%	3%	41%
Capital Protegido	4	0,27	-	0%	0%
L&S - Direcional	30	0,11	4,23%	23%	0%
L&S - Neutro	38	0,04	-11,95%	3%	8%
Mult. Estrategia Especifica	49	0,11	0,52%	33%	10%
Mult. Juros e Moedas	80	0,03	-0,15%	31%	13%
Mult. Macro	127	0,21	3,46%	21%	9%
Mult. Multiestrategia	1083	0,23	2,18%	28%	8%
Mult. Multigestor	1212	0,23	0,43%	14%	11%
Mult. Trading	3	0,04	0,79%	33%	0%

Fonte: elaboração própria.
Nota: Método de estimação: *Ordinary Least Squares*; Período compreendido dos dados: 2003-2013.

Tabela 19
Resultados do Modelo de Carhart (Base *Master*)

$$R_i - R_f = \alpha_i + b_i * (R_m - R_f) + h_i * (HML) + s_i * (SMB) + w_i * (WML) + e_i$$

Classificação Anbima	Qtde. de fundos	R^2 ajustado médio	α médio estat. signif. (anual)	% de fundos com α positivo e estat. signif.	% de fundos com α negativo e estat. signif.
TOTAL	2180	0,17	1,89%	22%	5%
Balanceados	23	0,40	0,67%	13%	4%
Capital Protegido	24	0,31	-3,12%	0%	21%
L&S - Direcional	33	0,10	-2,05%	9%	9%
L&S - Neutro	32	0,06	-1,97%	13%	6%
Mult. Estrategia Especifica	71	0,15	0,23%	32%	11%
Mult. Juros e Moedas	181	0,03	0,42%	36%	3%
Mult. Macro	168	0,14	1,85%	18%	8%
Mult. Multiestrategia	1332	0,18	2,40%	23%	4%
Mult. Multigestor	299	0,23	1,17%	18%	6%
Mult. Trading	17	0,15	19,84%	24%	12%

Fonte: elaboração própria.
Nota: Método de estimação: *Ordinary Least Squares*; Período compreendido dos dados: 2003-2013.

Tabela 20
Resultados do Modelo de Carhart (Base FIC)

$$R_i - R_f = \alpha_i + b_i * (R_m - R_f) + h_i * (HML) + s_i * (SMB) + w_i * (WML) + e_i$$

Classificação Anbima	Qtde. de fundos	R^2 ajustado médio	α médio estat. signif. (anual)	% de fundos com α positivo e estat. signif.	% de fundos com α negativo e estat. signif.
TOTAL	2658	0,23	0,94%	19%	11%
Balanceados	32	0,62	-2,90%	3%	41%
Capital Protegido	4	0,28	-	0%	0%
L&S - Direcional	30	0,12	4,08%	23%	0%
L&S - Neutro	38	0,07	-11,44%	3%	8%
Mult. Estrategia Especifica	49	0,11	-0,01%	31%	10%
Mult. Juros e Moedas	80	0,03	-0,14%	33%	13%
Mult. Macro	127	0,21	3,43%	20%	9%
Mult. Multiestrategia	1083	0,24	1,79%	25%	9%
Mult. Multigestor	1212	0,24	0,09%	12%	13%
Mult. Trading	3	0,04	0,73%	33%	0%

Fonte: elaboração própria.
Nota: Método de estimação: *Ordinary Least Squares*; Período compreendido dos dados: 2003-2013.

Tabela 21
Resultados do Modelo com fatores de RV (Base *Master*)
$R_i - R_f = \alpha_i + b_i * (R_m - R_f) + h_i * (HML) + s_i * (SMB) + w_i * (WML) + q_i * (IML) + e_i$

Classificação Anbima	Qtde. de fundos	R^2 ajustado médio	α médio estat. signif. (anual)	% de fundos com α positivo e estat. signif.	% de fundos com α negativo e estat. signif.
TOTAL	2180	0,17	1,92%	23%	5%
Balanceados	23	0,40	0,69%	13%	4%
Capital Protegido	24	0,31	-3,13%	0%	21%
L&S - Direcional	33	0,11	-2,02%	9%	9%
L&S - Neutro	32	0,06	-1,79%	13%	6%
Mult. Estrategia Especifica	71	0,15	0,23%	32%	11%
Mult. Juros e Moedas	181	0,03	0,42%	36%	3%
Mult. Macro	168	0,15	1,94%	20%	8%
Mult. Multiestrategia	1332	0,18	2,42%	23%	4%
Mult. Multigestor	299	0,23	1,20%	19%	6%
Mult. Trading	17	0,15	20,09%	24%	12%

Fonte: elaboração própria.
Nota: Método de estimação: *Ordinary Least Squares*; Período compreendido dos dados: 2003-2013.

Tabela 22
Resultados do Modelo com fatores de RV (Base FIC)
$R_i - R_f = \alpha_i + b_i * (R_m - R_f) + h_i * (HML) + s_i * (SMB) + w_i * (WML) + q_i * (IML) + e_i$

Classificação Anbima	Qtde. de fundos	R^2 ajustado médio	α médio estat. signif. (anual)	% de fundos com α positivo e estat. signif.	% de fundos com α negativo e estat. signif.
TOTAL	2658	0,23	1,00%	19%	11%
Balanceados	32	0,62	-2,88%	3%	41%
Capital Protegido	4	0,28	-	0%	0%
L&S - Direcional	30	0,13	4,11%	23%	0%
L&S - Neutro	38	0,07	-11,22%	3%	8%
Mult. Estrategia Especifica	49	0,12	0,06%	31%	10%
Mult. Juros e Moedas	80	0,03	-0,14%	33%	13%
Mult. Macro	127	0,22	3,52%	20%	9%
Mult. Multiestrategia	1083	0,24	1,85%	26%	9%
Mult. Multigestor	1212	0,25	0,11%	12%	13%
Mult. Trading	3	0,04	0,74%	33%	0%

Fonte: elaboração própria.
Nota: Método de estimação: *Ordinary Least Squares*; Período compreendido dos dados: 2003-2013.