



Revista Brasileira de Finanças

ISSN: 1679-0731

rbfin@fgv.br

Sociedade Brasileira de Finanças

Brasil

Matos, Paulo; Correa Silva, Wandemon; Silva, Felipe
Há bons gestores de fundos de investimento em ações no Brasil?
Revista Brasileira de Finanças, vol. 13, núm. 2, abril, 2015, pp. 325-364
Sociedade Brasileira de Finanças
Rio de Janeiro, Brasil

Disponível em: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=305842562005>

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



Sistema de Informação Científica

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

Há bons gestores de fundos de investimento em ações no Brasil?

(Do Brazilian mutual stock fund managers have sufficient skill?)

Paulo Matos*

Wandermon Correa Silva**

Felipe Silva***

Resumo

Este artigo contribui com a teoria de apreçamento de ativos, ao propor um modelo linear de fatores construídos especificamente para a indústria brasileira de fundos de investimento em ações, utilizando-o na sequência para analisar a performance destes fundos através da metodologia proposta em Fama & French (2010). A principal inovação deste trabalho consiste no uso deste arcabouço especificamente derivado para esta categoria de fundos com o intuito de inferir sobre a performance dos fundos brasileiros, enquanto a literatura afim se baseia no uso de modelos clássicos de apreçamento de ações e não fundos de investimentos. Evidencia-se que o modelo de fatores se mostra mais criterioso que o CAPM na identificação da aleatoriedade na performance. A principal evidência é a existência de somente 4% da amostra de fundos sobreviventes de investimentos em ações neta referida categoria, cuja performance risco-retorno superior é significativa e resultado de um boa gestão, e não sorte.

Palavras-chave: Fundo de Investimento em Ações no Brasil; Efeitos Tamanho e Ganhos Acumulados; Estudo Transversal; Modelo Linear de Fatores; Gestão ou Aleatoriedade.

Códigos JEL: G11, G17, G23.

Submetido em 24 de março de 2015. Reformulado em 17 de setembro de 2015. Aceito em 13 de outubro de 2015. Publicado on-line em 5 de novembro de 2015. O artigo foi avaliado segundo o processo de duplo anonimato além de ser avaliado pelo editor. Editor responsável: Márcio Laurini.

*CAEN/UFC, Fortaleza, CE, Brasil. E-mail: paulomatos@caen.ufc.br

** CAEN/UFC, Fortaleza, CE, Brasil. E-mail: wandermonc@yahoo.com.br

*** CAEN/UFC, Fortaleza, CE, Brasil. E-mail: felipemslva@uol.com.br

Rev. Bras. Finanças (Online), Rio de Janeiro, Vol. 13, No. 2, April 2015, pp. 325–364

ISSN 1679-0731, ISSN online 1984-5146

©2015 Sociedade Brasileira de Finanças, under a Creative Commons Attribution 3.0 license -

<http://creativecommons.org/licenses/by/3.0>

Abstract

In this paper, we would like to contribute to the asset pricing discussion, by proposing a linear model of factors built specifically for the Brazilian stock mutual funds and by using it to analyze the performance of these funds through the methodology proposed in Fama & French (2010). The main innovation of this study is using this framework derived specifically for this category of funds with the aim to infer about the performance of the Brazilian funds, while literature is using classical models written to price stocks and not funds. We evidence that the factor model is more rigorous than the CAPM in the sense of identifying the randomness in performance. The main evidence is the existence of only 4 % of the sample of survivors funds in this category, whose superior risk-return performance is significant and a consequence of management expertise, and not due to lucky.

Keywords: Mutual Stock Fund in Brazil; Effects Size and Cumulative Gain; Cross-section analysis; Linear Factors Model; Management and Randomness.

1. Introdução

O primeiro modelo de apreçamento de ativos possivelmente data do século XVI, com a estrutura de um processo estocástico segundo um passeio aleatório proposto por Cardano (1565). No entanto, esta literatura de apreçamento em sua moderna versão está associada ao desenvolvimento observado principalmente a partir de Markowitz (1952) sobre diversificação do risco e especificação das preferências de um investidor em função dos momentos da distribuição de probabilidade do retorno dos ativos financeiros.

Em razão do desafio em se desenvolver arcabouços capazes de acomodar as principais evidências empíricas nos mais diversos mercados financeiros, Sharpe (1964), Lintner (1965) e Mossin (1966) derivaram o arcabouço que daria origem ao *Capital Asset Pricing Model* (CAPM). Como uma extensão do CAPM, a literatura sobre modelagem linear de ativos, principalmente de ações, tem evoluído no sentido de incorporar fatores macroeconômicos ou setoriais, como em Chen, Roll & Ross (1986), ou identificando variáveis que captem anomalias ou efeitos associados à alavancagem, razão entre patrimônio líquido e valor de mercado (*book-to-market*) ou ainda entre dividendo e preço, investimento e capital, dentre outros.¹

¹ Para maiores detalhes desta evolução, ver Cochrane (2001, 2006).

Este viés na modelagem específica de ações, no entanto, pode ter posto em segundo plano outros mercados, como o de fundos mútuos de investimento, reconhecidamente relevante e com um forte potencial de crescimento. Em termos teóricos, o crescimento desta indústria, cujo surgimento data do final do século XVIII, já era previsto pela supremacia das estratégias passivas em Markowitz (1952). Em termos práticos, Varga & Wengert (2003) e Varga & Leal (2006) argumentam que os fundos mútuos oferecem a qualquer investidor uma gestão técnica de carteiras, com maior liquidez, menor custo nas transações, maior acesso a ativos distintos e maior diversificação. Em suma, o que se observa é que apesar da relevância dos fundos de investimento, tem-se uma literatura recente, ainda relativamente escassa e concentrada em poucos aspectos.

Somente a partir da década de 90 passa a haver uma maior densidade de estudos, segundo Haslem (2009), com a principal vertente associada aos aspectos institucionais e estruturais e à capacidade dos gestores dos fundos no sentido de fazê-los “bater” o mercado.² Adcock *et al.* (2010), Bessler *et al.* (2010) e Ferreira *et al.* (2010) estudam a associação entre a performance e a composição das carteiras dos fundos na Europa.

Agregando a esta linha de pesquisa sobre performance de fundos de investimentos, possivelmente a maior contribuição recente à literatura consiste em Fama & French (2010). Estes autores analisam a aritmética da gestão ativa proposta em Sharpe (1991) para um painel contendo mais de 5.000 fundos no Estados Unidos durante o período compreendido entre janeiro de 1984 e setembro de 2006, seguindo Kosowski *et al.* (2006). Em suma, os autores inovam ao sugerirem com base nos modelos de apreçamento CAPM e de fatores *a la* Fama & French (1992, 1993) que se devia comparar os alfas estimados via regressões individuais para cada fundo com a respectiva distribuição de alfas ou interceptos destes modelos obtida através do processo estatístico de reamostragem intitulado *bootstrap*. Os resultados usuais associados às regressões permitiam inferir ser o intercepto significativamente positivo, evidência de boa performance do referido fundo, mas a comparação deste intercepto diante da distribuição de interceptos via *bootstrap* permite algo a mais: inferir se esta performance superior é aleatória ou consequente da boa gestão do fundo.

² Ver Sirri e Tufano (1998) para uma discussão mais ampla sobre esta vertente de pesquisa. Há ainda artigos sobre o comportamento de investidores, como Rubbany *et al.* (2010) e Brookfield *et al.* (2010).

Atendo-se à literatura sobre performance no mercado brasileiro de fundos, observa-se uma discussão recente promovida por Eid Junior & Rochman (2007), Leusin & Brito (2008) e Castro & Minardi (2009), Matos & Castro (2012) e Matos et al. (2015), dentre outros. Mais especificamente, Laes & Silva (2015) agregam a esta linha, estudando a performance superior e inferior de fundos de investimento em ações (FIA), seguindo tal e qual a metodologia sugerida em Fama & French (2010), obtendo resultados que corroboram a literatura internacional ao permitir evidenciar a existência de poucos fundos com performance superior e uma quantidade elevada de fundos com gestão tida como inferior.

Neste artigo a ideia é replicar esta análise para os fundos de investimento em ações (FIA) no Brasil, porém baseado não no uso do modelo de fatores como sugerem Fama & French (1993), mas sim baseado em um modelo especificamente construído para dar preço correto aos fundos de investimentos brasileiros. Neste contexto, este artigo contribui inicialmente com a literatura de apreçamento de fundos de investimento ao propor um arcabouço linear de fatores especificamente construídos para a indústria de FIA no Brasil e se insere na vertente de estudos sobre performance de fundos, ao inferir sobre a performance superior dos fundos ser consequência da sorte ou da gestão via *bootstrap*, a partir do uso deste arcabouço de apreçamento como modelo de mensuração dos interceptos dos fundos.

Com relação a este segmento no Brasil, observa-se uma forte evolução nos últimos 15 anos em termos da quantidade de fundos operando regularmente e um nível de crescimento médio anual de patrimônio líquido (PL) superior a 20%, segundo a Associação Brasileira das Entidades dos Mercados Financeiro e de Capitais (ANBIMA). Esta evolução dos FIA brasileiros, no entanto, é distinta da observada em outros mercados como o americano e o inglês, pois é caracterizada por evidências de padrões empíricos contraintuitivos e robustos associados aos efeitos tamanho, ganho acumulado e persistência, principalmente na categoria de fundos de investimentos em ações.³ Estas idiossincrasias sugerem que se estude o mercado nacional de FIA de forma mais específica. Por esta razão, é relevante fazer uso de um arcabouço de

³ Varga (2001), Sobrinho (2003), Matsumoto (2005), Monteiro (2006), Dalmácio et al. (2007), Duvernoy (2009) e Varga (2009) são artigos muito informativos sobre os fundos mútuos no Brasil.

apreçamento que acomode tais anomalias como instrumento de mensuração dos alfas.

Observando a literatura sobre apreçamento de FIA no Brasil, Matos & Rocha (2009) evidenciam limitações da capacidade de apreçamento do CAPM de fundos com elevados níveis de PL e de performance em relação ao Ibovespa, sendo o ganho de *fitting* ao se optar pelo modelo com fatores de ações *a la* Fama & French (1993) insuficiente, sugerindo o desenvolvimento de modelos específicos que visem acomodar estas anomalias do mercado de FIA. Linhares *et al.* (2012) dão sequência a esta discussão, corroborando esta evidência para um painel mais amplo de fundos e permitindo comportamentos dinâmicos distintos para o retorno de FIA dependendo do regime em que eles estejam no tempo, baseado no *Threshold CAPM* (TCAPM).

Diante desta evidência, é necessário discutir se os arcabouços lineares de fatores tradicionalmente usados no apreçamento de ações individuais ou *portfolios* compostos somente por ações se mostram capazes de incorporar as fontes de risco e especificidades deste mercado de FIA. Assim, parece ser fundamental revisitá-lo para o caso brasileiro o exercício que segue metodologicamente Fama & French (2010), questionando se há fundos com expertise suficientemente boa ou ruim, porém baseada em um arcabouço que acomode os efeitos tamanho e excesso de ganho acumulado evidenciados para o mercado brasileiro.

A partir de um painel composto apenas pelos fundos de investimento em ações no Brasil, tipo ANBIMA Ibovespa Ativo, com série completa no período de janeiro de 1998 a dezembro de 2008, evidencia-se em termos de apreçamento, que a incorporação conjunta dos fatores de fundos capazes de captar os efeitos tamanho e ganho acumulado é significativa para 50% dos fundos analisados. Em termos de performance, o modelo linear de fatores aqui construído é mais rigoroso na identificação de fundos com performance significativa quando comparado ao CAPM. Não há nenhum fundo sobrevivente com desempenho inferior sistêmico e apenas 4% dos fundos têm real performance superior fundamentada pela gestão do fundo.

O artigo está estruturado, de forma que a seção 2 apresenta o arcabouço teórico. Na seção 3 descreve-se a metodologia. Os exercícios empíricos estão na seção 4 e na quinta seção são feitas as considerações finais.

2. Referencial teórico de apreçamento

O primeiro arcabouço microfundamentado de modelagem de apreçamento de ativos financeiros consiste no CAPM desenvolvido por Sharpe (1964), Lintner (1965) e Mossin (1966).⁴ Supondo investidores de curto prazo, usuários do modelo de seleção de carteira *a la* Markowitz e com expectativas homogêneas, é possível demonstrar que o prêmio de risco de um ativo seja função de uma variável explicativa: o retorno real excedente de mercado com relação a um ativo tido como livre de risco, através da seguinte relação:

$$\mathbb{E}(R_t^i - R_t^F) = \beta^i \cdot \mathbb{E}(R_t^M - R_t^F) \quad (1)$$

onde, R_t^i é retorno real do ativo i , R_t^F o retorno real de uma *proxy* para o ativo livre de risco e R_t^M o retorno real de uma *proxy* para a carteira de mercado, todas observáveis em t , além do operador esperança incondicional dado por $\mathbb{E}(\cdot)$ e do coeficiente de sensibilidade do ativo i em relação à carteira de mercado, representado por β^i . Este modelo consiste em um marco na literatura de apreçamento, sendo considerado como o mais tradicional, mais conhecido, mais utilizado e também mais criticado. Há uma série de limitações e evidências empíricas robustas que depõem contra o sucesso empírico deste arcabouço, o que foi relevante, no sentido de promover a evolução desta literatura.

Neste momento da literatura, a pesquisa de apreçamento através de modelagens lineares contendo variáveis macroeconômicas, setoriais ou de fatores construídos visando captar anomalias, se deu mais especificamente observando o mercado de ações.

Banz (1981) evidenciou que ações de empresas com baixo valor de mercado possuíam retornos esperados mais elevados do que o esperado, dada a ordem de grandeza dos seus β 's de mercado. Outros efeitos passaram a ser documentados, em sua maioria, apenas para ações individuais de firmas americanas, ou em economias desenvolvidas. Statman (1980) e Rosenberg *et al.* (1985) reportam que firmas com maior razão entre valor contábil e de mercado (*book-to-market*), possuíam maiores retornos esperados, enquanto Bhandari (1988) argumenta ter evidenciado que mesmo controlando pelo β de mercado e pelo valor de mercado, firmas com maior alavancagem tenderiam a apresentar maiores ganhos esperados que o previsto. Segundo

⁴ Para um *survey* sobre aplicações do CAPM e outros modelos de apreçamento para o Brasil, ver Bonomo (2004).

procedimentos similares, Ball (1978) e Basu (1983) evidenciam que após os mesmos controles adotados por outros estudos, ações com maior razão entre ganho e preço por ação teriam maior retorno esperado. Em suma, estas evidências sinalizam que o uso de uma única variável explicativa dada pelo retorno excedente de mercado não parece ser suficiente para acomodar as principais fontes de risco, havendo, portanto, outras variáveis contábeis e financeiras úteis no processo de solução do erro incorrido de omissão ou latência de variáveis explicativas no apreçamento de ações.

Esta vertente de identificação de variáveis que acomodam efeitos não esperados pelo uso do CAPM passa a ser estudada em outros mercados, havendo robustez quando da mudança de período analisado ou da economia em questão, motivando a pesquisa de novos modelos de apreçamento, como o *Arbitrage Pricing Theory* proposto por Ross (1976) com forte aplicação na modelagem de carteiras bem diversificadas. Assim, em uma das mais citadas abordagens de multifatores lineares, proposta em Fama & French (1992, 1993), os fatores *HML* e *SMB* – dados pelo retorno real de dois *zero cost portfolios* dinâmicos construídos a partir de um vasto painel estratificado de ações, os quais captam respectivamente os efeitos *book-to-market* e valor de mercado das firmas – são incorporados ao CAPM através da seguinte relação:

$$\mathbb{E}(R_t^i - R_t^F) = \beta^i \cdot \mathbb{E}(R_t^M - R_t^F) + s^i \cdot \mathbb{E}(SMB_t) + h^i \cdot \mathbb{E}(HML_t) \quad (2)$$

É exatamente neste contexto de Fama & French (1992, 1993), em que se propõe aqui um arcabouço de apreçamento específico de fundos de investimento em ações brasileiros, ao incorporar ao CAPM outros fatores lineares, construídos como portfolios compostos por fundos e não ações, que captem efeitos específicos do mercado financeiro em questão, no caso, os efeitos tamanho e ganho acumulado dos fundos de investimentos em ações evidenciados em Matos & Rocha (2009) e corroborados por Linhares *et al.* (2012).

Mais especificamente sobre a metodologia da construção dos fatores, o primeiro fator, sobre o qual não se defende nenhuma originalidade, corresponde ao retorno real excedente da carteira de mercado em relação à proxy da taxa livre de risco, ou seja, o retorno real mensal excedente entre IBOVESPA e poupança, amplamente usado quando do teste do CAPM no Brasil. Seguindo a literatura caracterizada pela construção de modelos lineares de apreçamento de ações, havendo evidências robustas sobre os efeitos PL e retorno real acumulado nas significâncias dos alfas

de Jensen do CAPM, acrescenta-se *zero cost portfolios* de FIA tidos como grandes ou pequenos e com ganhos acumulados altos ou baixos.

3. Metodologia de Apreçamento de FIA no Brasil

3.1. Base de Dados

A base de dados utilizada é composta por séries temporais mensais de PL e de retornos reais líquidos de todos os fundos de investimento em ações classificados pela ANBIMA com Ibovespa Ativo em atividade no Brasil, durante o período de janeiro de 1998 a dezembro de 2008, compreendendo assim, 132 observações mensais para 75 fundos. A fonte destes dados é a plataforma Fortuna, de onde também são extraídos para o mesmo período os retornos reais mensais do principal índice da Bolsa de Valores de São Paulo (IBOVESPA) e da Poupança.

Do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) é extraído o Índice de Preço ao Consumidor Amplo (IPCA), métrica de inflação utilizada no cálculo dos retornos reais.

Diferentemente de outros estudos, esta base de dados, ao ser composta somente por fundos ativos, assume a hipótese sobre o efeito secundário associado ao viés de sobrevivência, segundo o qual, teoricamente, os fundos que se mantiveram ativos em todo o período analisado seriam os melhores fundos em desempenho, o que implicaria resultados viesados para cima. Caso fosse utilizada uma base dados incluindo os fundos não sobrevidentes, haveria um problema na geração das amostras *bootstrap*, uma vez que ao serem simulados os retornos dos meses que compõem o painel de dados, dificilmente as amostras simuladas teriam a mesma duração das séries originais desses fundos, podendo-se obter, inclusive, séries com número de meses superior à existência de alguns fundos. Logo, apenas para os fundos presentes nos 132 meses, as amostras *bootstrap* terão exatamente o mesmo tamanho da amostra original.

Em Fama & French (2010), embora os autores tenham trabalhado com fundos sobrevidentes e não sobrevidentes, uma das restrições imposta a sua base de dados foi a inclusão de fundos que ultrapassaram o patrimônio mínimo de cinco milhões de dólares em valores de 2006 em pelo menos oito meses consecutivos em algum momento do período da amostra, implicando assim, algum nível de viés de sobrevivência. Assim, sob o pressuposto de que a base de dados de fundos sobrevidentes inclua apenas os melhores fundos em desempenho, cabe ainda analisar a razão

da performance destes fundos vencedores, se devida ao acaso ou à habilidade dos gestores, sendo esta a proposta deste estudo. Por fim, ao optar por uma base de dados de fundos sobreviventes, obtém-se aqui uma base mais homogênea, aspecto desejável na captação dos efeitos tamanho e ganho acumulado.

A Tabela 1 reporta os FIA utilizados, assim como os respectivos códigos, PL médio e ganho acumulado no período.

Tabela 1 - Fundos de investimentos em ações no Brasil, tipo ANBIMA Ibovespa Ativo ^{a,b,c}

Fundo de investimento em ações	Código	PL médio (R\$ milhões)	Ganho acumulado (%)	Fundo de investimento em ações	Código	PL médio (R\$ milhões)	Ganho acumulado (%)
ABN AMRO FI Ações Energy	ABN1	41,96	39,68	Itau Inst Ibovespa Ativo Ações Fi	ITAU4	37,85	134,16
Atico Ações Fi em Acões	ATICO	5,82	74,20	Itau Instucional Ibx Ativo Ações Fi	ITAU5	26,13	240,52
Atrium Fia	ATRI	2,47	232,80	Itau Pers Marche Ibovespa Ações Ficfi	ITAU6	58,35	53,62
Fundo Banestes de Investimentos em Ações	BANE	3,07	65,40	Itau Pers Technique Ações Fi	ITAU7	35,25	51,73
Banrisul Índice Fi Ações	BANR1	6,69	65,41	Itau Personnalite Ações Ficfi	ITAU8	46,73	102,42
Banrisul Performance Fi Ações	BANR2	17,88	149,80	Itau Private Ativo Ações Fi	ITAU9	21,16	126,14
BB Ações Energia Fi	BB1	26,18	73,61	Itau Private Expertise Ações Ficfi	ITAU10	7,52	241,36
BB Ações Telecomunicações Fia	BB2	27,61	-55,27	Fi Fator Jaguar Ações	JAGU	34,32	216,40
BIC Stock Index Fi Ações	BIC1	1,20	2,85	Legg Mason Portfolio Ações Fi	LEGG2	95,01	159,91
BNB Fi Ações	BNB	4,31	51,31	MB Fundo de Investimento em Ações	MB	3,76	-23,75
Boreal Ações III Fia	BOREAL	20,24	-23,17	MB Fundo de Investimento em Ações Flex	MB2	1,56	40,42
Bradesco Fia Bd	BRAD1	6,19	181,27	Multi Stock Fundo de Investimento em Ações	MULT	1,31	-86,57
Bradesco Fia Multi Setorial	BRAD2	69,74	13,62	Opportunity Logica Ii Fia	OPPO	1.031,25	536,13
Bradesco Fia Super Ação	BRAD3	37,34	23,87	Pillainvest Fundo de Invest em Ações Fi	PILL	9,09	-27,05
Bradesco Fia Seguridade	BRAD5	11,42	145,57	Fundo de Investimento em Ações Prime	PRIM	5,42	135,19
BRB Ações	BRB	5,22	29,64	Fundo Prime de Investimento em Ações Cart Livre	PRIM2	0,20	-17,05
Caixa Fi Ações Ibovespa	CAIX	125,39	19,14	Prosper Adinvest Fia	PROS	6,77	754,49
Coinvalores Fia	COIN	5,65	140,46	REAL Fi Ações Institucional	REAL	26,00	177,37
Comercial Master Fia	COME	8,09	657,02	REAL Fiq Fi Ações Plus	REAL2	15,91	41,21
CA Composite Ações Fic Fia	COMP	6,23	171,46	Safra Indicial Fi Ações	SAFR1	20,92	45,26
CS "Fig" Premium Fia	CRSU	35,36	172,23	Safra Multi Dividendos Fi Ações	SAFR2	143,17	477,39
Cs Ibovespa Index Fia	CRSU2	4,81	77,01	Safra Private Fi Ações	SAFR3	30,56	177,48
Dynamo Cougar Fia	DYNA	360,19	771,40	Safra Setorial Bancos Fi Ações	SAFR4	107,13	381,49
Elite Fundo de Investimento em Ações	ELIT	2,47	181,66	Safra Setorial Energia Fi Ações	SAFR5	24,48	104,63
Energy Ib Fia	ENER	17,11	85,20	Santander Fi Ações	SANTI	57,19	78,31
Fi Fator Ações Institucional	FATO	37,68	197,12	Santander Fi Inst Ações	SANT2	36,51	182,38
Fibra Vic Fi Ações	FIBR	2,50	167,47	Slw Fia	SLW	2,49	-9,88
Galaxia Ações Fi	GALA	253,73	375,52	Small Cap Valuation Ib Fia	SMAL	75,02	498,48
Gap Fi Ações	GAP	42,81	119,00	Sul America Equilibrium Fia	SULA	13,51	160,41
Geração Fia	GERA	97,16	404,90	Telecom Ib Fia	TELE	22,95	25,55
Gradual Pavarini Fia	GRAD	18,25	394,63	Tempo Capital Fi Ações	TEMP	162,33	1.957,28
Hg Top Ações Ficfia	HG	43,91	319,63	Unibanco Blue Fi Ações	UNIB1	112,50	10,59
Hsbc Fi Ações Institucional	HSBC1	184,07	169,20	Unibanco Institucional Ibx Fi Ações	UNIB2	16,76	184,25
Hsbc Fia Top	HSBC2	59,51	43,73	Unibanco Previdência Ibovespa Fi Ações	UNIB3	22,76	39,12
Ip ParticipAções Fi Ações	IP	126,13	356,69	Unibanco Strategy Fi Ações	UNIB4	86,35	53,89
Itau Ações Fi	ITAU1	444,82	163,82	Unibanco Timing Fi Ações	UNIB5	11,39	116,20
Itau Carteira Livre Ações Fi	ITAU2	120,12	29,63	Fi Votorantim Ações	VOTO	7,89	71,82
Itau Indice Ações Ibovespa Ficfi	ITAU3	44,93	42,81				

^a Painel contendo todos os 75 fundos de investimento em ações em atividade no Brasil, tipo ANBIMA Ibovespa Ativo, com série completa de informações durante o período de 1998.1 a 2008.12 (132 observações), segundo a fonte de dados: www.fortuna.com.br. ^b PL médio: média aritmética da série temporal mensal de patrimônio líquido de durante o período de 1998.1 a 2008.12. ^c Ganho acumulado: retorno real líquido acumulado de cada fundo de investimento durante o período de 1998.1 a 2008.12.



Uma quantidade significativa da amostra é composta por fundos que não possuem vínculo direto de gestão com grandes instituições financeiras, sendo a participação de bancos privados maciça, quando comparada à presença de empresas gestoras do setor público. O intervalo de variação do PL dos fundos de ações é alto, com os menores fundos possuindo cerca de um milhão de reais até fundos com um PL médio da ordem de dois bilhões de reais. A amplitude no ganho acumulado é bastante elevada, oscilando de -87% a quase 2000% no intervalo de 11 anos. Dos 75 fundos listados, 41 superaram o Ibovespa, que teve um ganho acumulado real de 83% no período em questão, havendo apenas 7 fundos com perda acumulada.

Observe ainda nesta tabela que os fundos estão associados a códigos, com o intuito de facilitar a exposição dos fundos em tabelas, prática que será utilizada em algumas tabelas deste artigo.

3.2. Construção dos Fatores do Mercado de FIA

O primeiro passo na metodologia consiste na disposição baseada na ordenação de forma crescente dos 75 fundos de acordo com a variável patrimônio líquido médio, sendo feita na sequência a divisão destes em 5 grupos com 15 fundos cada, formando assim, 5 quintis de PL médio. Estes quintis são dispostos nas linhas, sendo nomeados de pequeno a grande. Na sequência, ordena-se de forma crescente, dentro de cada quintil, de acordo com o ganho acumulado. Assim, constrói-se uma matriz (5 x 15) de disposição dos 75 fundos.

Como exemplo, observe a disposição reportada na Tabela 2, obtida com base em valores de PL médio e ganho acumulado considerando todo o período analisado, a qual serve para evidenciar os efeitos tamanho e ganho extremo nesta indústria de FIA, assim como serve de referência de disposição ao se reportar os resultados de apreçamento individual dos fundos.



Tabela 2

Disposição por PL médio e ganho acumulado dos fundos de investimentos em ações no Brasil, tipo ANBIMA Ibovespa Ativo ^{a, b, c}

PL médio	Ganho acumulado														
	baixo	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	alto
pequeno	MULT	MB	PRIM2	SLW	BIC1	BRB	MB2	BNB	BANE	CRSU2	PRIM	COIN	FIBR	ELIT	ATRI
2	PILL	REAL2	BANRI	VOTO	ATICO	ENER	UNIB5	BRA5	SULA	COMP	BRADI	UNIB2	ITAU10	COME	PROS
3	BB2	BOREAL	TELE	UNIB3	SAFR1	ITAU7	BB1	SAFR5	ITAU9	BANR2	REAL	SAFR3	JAGU	ITAU5	GRAD
4	BRAD2	BRAD3	ABN1	ITAU3	HSBC2	ITAU6	SANT1	ITAU8	GAP	ITAU4	CRSU	SANT2	FATO	HG	SMAL
grande	UNIB1	CAIX	ITAU2	UNIB4	LEGG2	ITAU1	HSBC1	IP	GALA	SAFR4	GERA	SAFR2	OPPO	DYNA	TEMP

^a Painel contendo todos os 75 fundos de investimento em ações em atividade no Brasil, tipo ANBIMA Ibovespa Ativo, com série completa de informações durante o período de 1998.1 a 2008.12 (132 observações), segundo a fonte de dados: www.fortuna.com.br. ^b PL médio: média aritmética da série mensal de patrimônio líquido de durante o período de 1998.1 a 2008.12. ^c Ganhão acumulado: retorno real líquido acumulado de cada fundo de investimento durante o período de 1998.1 a 2008.12. ^d A formação dos 5 quintis se dá através da ordenação crescente dos fundos em relação ao Patrimônio Líquido Médio. Em seguida, cada quintil é ordenado de forma crescente em relação ao ganho acumulado.

O segundo passo metodológico está associado à construção dos *portfolios* dinâmicos, um procedimento alinhado ao adotado em Fama & French (1992, 1993). A cada ano, com base nos dados do ano anterior, constrói-se uma nova matriz de disposição, de forma que os 5 quintis são agrupados em três divisões: *Small*, *Medium*, e *Big*. O grupo *Small* (S) incorpora os dois primeiros quintis, o grupo *Medium* (M) incorpora o quintil mediano e o grupo *Big* (B) incorpora os maiores quintis de PL.

Analogamente, as 15 colunas, as quais são partições por ganho acumulado, foram agrupadas em três grupos, contendo 15 fundos cada um. Os grupos foram nomeados de: *Loser*, *Draw* e *Winner*, de acordo com a magnitude do ganho acumulado. Mais especificamente, o *Loser* (L) corresponde da primeira à quinta partição, enquanto o grupo *Draw* (D) corresponde da sexta à décima partição e o grupo *Winner* (W) corresponde da décima primeira à décima quinta partição da Tabela 2.

A partir desta estratificação, é possível construir nove *value weighted portfolios* dinâmicos, em que cada um é composto pelos fundos pertencentes à interseção entre grupos diferentes, com o respectivo PL sendo usado como peso. Segundo a intuição apresentada inicialmente por Fama & French (1992), foram construídos os seguintes *portfolios*



dinâmicos: SL, SD, SW, ML, MD, MW, BL, BD e BW, a seguir descritos:

- SL – *Portfolio value weighted* composto por fundos de pequeno PL (*Small*) e de baixo ganho acumulado (*Loser*).
- SD – *Portfolio value weighted* composto por fundos de pequeno PL (*Small*) e de médio ganho acumulado (*Draw*).
- SW – *Portfolio value weighted* composto por fundos de pequeno PL (*Small*) e de alto ganho acumulado (*Winner*).
- ML – *Portfolio value weighted* composto por fundos de médio PL (*Medium*) e de baixo ganho acumulado (*Loser*).
- MD – *Portfolio value weighted* composto por fundos de médio PL (*Medium*) e de médio ganho acumulado (*Draw*).
- MW – *Portfolio value weighted* composto por fundos de médio PL (*Medium*) e de alto ganho acumulado (*Winner*).
- BL – *Portfolio value weighted* composto por fundos de grande PL (*Big*) e de baixo ganho acumulado (*Loser*).
- BD – *Portfolio value weighted* composto por fundos de grande PL (*Big*) e de médio ganho acumulado (*Draw*).
- BW – *Portfolio value weighted* composto por fundos de grande PL (*Big*) e de alto ganho acumulado (*Winner*).

Por fim, a partir dos retornos dos *portfolios* dinâmicos, constrói-se a série temporal dos fatores lineares captando os efeitos tamanho e ganho acumulado, respectivamente, os quais consistem em *zero cost equal weighted portfolios* a serem incorporado ao CAPM para fins de apreciação e mensuração de performance, expressos pelas seguintes relações:

$$SMB_t = (SL_t + SD_t + SW_t)/3 - (BL_t + BD_t + BW_t)/3 \quad (3)$$

$$LMW_t = (SL_t + ML_t + BL_t)/3 - (SW_t + MW_t + BW_t)/3 \quad (4)$$

3.3. Modelagem de Apreciação de FIA

3.3.1. Séries temporais individuais

Dispondo-se das séries dos fatores *SMB* e *LMW* é possível implementar todos os exercícios de apreciação e análise de

performance com uso do CAPM e do modelo de fatores aqui proposto, cujas regressões estimadas, respectivamente são:

$$R_t^i - R_t^F = \alpha^i + \beta^i \cdot (R_t^M - R_t^F) + \varepsilon_t^i \quad (5)$$

$$R_t^i - R_t^F = \alpha^i + \beta^i \cdot (R_t^M - R_t^F) + \eta^i \cdot LMW_t + \theta^i \cdot SMB_t + \nu_t^i \quad (6)$$

A técnica de estimação utilizada consiste no Método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), atendo-se para a adoção do erro padrão consistente para heterocedasticidade e autocorrelação serial proposto por Newey & West (1987). Os resultados da estimação da regressão para o CAPM aplicado para os fundos de investimento estão reportados na Tabela 4, enquanto na Tabela 5 estão os resultados para o modelo de fatores. Nesta tabela, testa-se ainda via estatística de Wald a hipótese de ambos os coeficientes associados aos fatores *LMW* e *SMB* serem conjuntamente estatisticamente nulos, respectivamente $\eta^i = 0$ e $\theta^i = 0$.

3.3.2. Painel com efeitos aleatórios

Tendo em vista a diversidade dos fundos de investimento analisados, parece ser relevante lidar com a possibilidade de heterogeneidade na dimensão transversal – oriunda da gestão por instituições financeiras públicas ou privadas ou do tamanho do fundo, passando este a ser um *big player* no mercado ou não – e com a possível omissão de variáveis explicativas, observáveis ou não, específicas dos retornos dos ativos a serem modelados. Assim, visando a estimação de parâmetros robustos às diferenças sistemáticas não consideradas nos arcabouços lineares propostos, faz-se uso da técnica de estimação para dados em painel.

Assim como em regressões lineares estimadas por MQO, atenta-se para a estacionariedade das séries temporais utilizadas, assim como para a multicolinearidade das variáveis explicativas. A especificação mais adequada é adotada somente após os devidos testes essenciais. Este exercício não parece estar sob a crítica da consistência assintótica dos parâmetros estimados, tendo em vista que o painel em questão possui as dimensões transversal (*N*) e temporal (*T*), dadas por 75 e 120 no apreçamento dos fundos.⁶

⁶ Ver Hsiao (1986) e Wooldridge (2002) para maiores esclarecimentos técnicos sobre o uso de dados em painel.

As regressões utilizadas testando o CAPM e o modelo de fatores para os dados em painel em ambos os casos com efeitos aleatórios são as seguintes, respectivamente:

$$R_t^i - R_t^F = (\alpha + \alpha^i) + \beta^i \cdot (R_t^M - R_t^F) + \epsilon_t^i \quad (7)$$

$$R_t^i - R_t^F = (\alpha + \alpha^i) + \beta^i \cdot (R_t^M - R_t^F) + \eta^i \cdot LMW_t + \theta^i \cdot SMB_t + \vartheta_t^i \quad (8)$$

Os resultados dos testes em painel para os FIA encontram-se dispostos na Tabela 6.

3.4. Análise de Performance de FIA

3.4.1. Estudo transversal dos interceptos

Além do uso tradicional de métricas estatísticas de performance estáticas como os índices de Sharpe, Treynor, Sortino, Calmar, ou dinâmicas como os gráficos de Balzer, há uma vertente de pesquisa que fundamenta a inferência sobre um ativo possuir performance ponderada pelo risco a partir da significância do intercepto de arcabouços lineares de apreçamento, ou seja, os alfas de Jensen do CAPM, por exemplo. Além das tradicionais críticas e evidências empíricas robustas não acomodadas pelo CAPM, há ainda o argumento pontuado em Admati & Ross (1985) e Grinblatt & Titman (1989) sobre a possibilidade de se cometer o erro ao inferir sobre a performance inferior do fundo com base no alfa de Jensen.

Neste sentido, os diversos estudos que observam a significância do intercepto do arcabouço de apreçamento estimado o fazem comumente observando não somente o CAPM, mas alguma extensão deste modelo, como as abordagens de Treynor & Mazuy (1966), Henriksson & Merton (1981), Fama & French (1993), Carhart (1997), dentre outros. A questão aqui trata-se da adequação do arcabouço especificado para a indústria brasileira de fundos, tendo em vista os padrões evidenciados, sendo proposto aqui o uso do CAPM como *benchmark* e da metodologia com os fatores *SMB* e *LMW*, os quais, uma vez estimados podem ser úteis na análise de performance baseada nos interceptos e em suas estatísticas *t*.

A estimativa de um arcabouço de apreçamento linear para um fundo de investimento permite inferir sobre a performance, superior ou inferior, compensada pelo risco do ativo mensurado pelo modelo. Para se confirmar a existência de uma performance superior ou inferior, testa-se a significância do alfa ou intercepto do modelo em questão. Porém, esse tipo de abordagem apresenta algumas limitações, ao ignorar a possível

não gaussianidade dos retornos dos fundos, principalmente daqueles com desempenhos extremos, e a existência da correlação entre os alfas dos fundos.

A metodologia proposta por Fama & French (2010), por meio de simulações *bootstrap* e do estudo transversal do desempenho dos fundos, é robusta a estas duas premissas, permitindo a realização de testes em intervalos de confiança para se identificar fundos com real desempenho superior, assim como aqueles com real desempenho inferior, como consequência de gestão do fundo e não da aleatoriedade.

Pressupõe-se que, mesmo que nenhum gestor de fundos seja bom ou ruim, muitos terão bom ou mau desempenho puramente pelo acaso. Em razão do viés de sobrevivência, o objetivo consiste principalmente em identificar os fundos que obtiveram real desempenho superior, decorrente da habilidade dos seus gestores.

Embora o alfa estimado a partir das regressões lineares dos modelos de apreçamento, seja mais intuitivo como medida de desempenho, Fama & French (2010) adotam para a elaboração do estudo transversal de desempenho a estatística t , intitulada no exercício como $t(\alpha)$, a fim de controlar diferenças em termos de precisão estatística, oriundas das diferenças nas variâncias residuais e no número de meses dos fundos que compõe as corridas de simulação, visto que no seu estudo há fundos não sobreviventes a todo o período de análise. Neste artigo, as análises na dimensão transversal também são realizadas utilizando-se $t(\alpha)$, mesmo considerando que a base de dados contempla apenas fundos sobreviventes a todo o período de análise, o que melhora a homogeneidade da precisão estatística entre os α dos fundos, uma vez que todas as séries de retornos têm a mesma duração.

3.4.2. Bootstrap

A técnica de *Bootstrap* consiste em um processo de reamostragem com reposição, pelo qual, a partir de uma amostra real finita, geram-se novas amostras simuladas, independentes e identicamente distribuídas.⁷ Por meio dessa técnica, é possível contornar situações em que o número de observações da amostra real é reduzido, inclusive para a construção de intervalos de confiança. De maneira simplificada, a ideia básica da técnica de *Bootstrap* é: seja $X = (X_1, X_2, \dots, X_N)$ uma amostra finita,

⁷ Para análise mais detalhada sobre *Bootstrap* ver Efron & Tibshirani (1993).

contendo N observações, construir B amostras $X^{*(1)}, X^{*(2)}, \dots, X^{*(B)}$, independentes e identicamente distribuídas de tamanho N cada. Na sequência, procedem-se às seguintes etapas:

i) Regressões individuais dos retornos reais: Calcula-se a regressão da série de retornos reais de cada fundo i , por meio do modelo de apreçamento adotado, e verifica-se o alfa, α^i , e a sua estatística-t, $t(\alpha^i)$;

ii) Geração de uma nova amostra com $\alpha \neq$ zero por construção: Gera-se uma nova amostra, subtraindo-se dos retornos mensais, de cada fundo, o respectivo valor de α^i obtido na etapa anterior. A amostra resultante será composta de retornos para cada fundo que têm as propriedades do retorno real do fundo, exceto que α e $t(\alpha)$ para os retornos simulados são zero.⁸ A intuição por trás desse procedimento é a criação de um cenário em que os verdadeiros alfas são iguais a zero, eliminando dessa forma os ganhos não explicados pelo risco de cada fundo. Como neste estudo se trabalha com os retornos líquidos dos fundos, ao se definir alfa igual a zero, assume-se a premissa de que cada gestor tem habilidade suficiente para gerar retornos que cubram todos os seus custos de administração.

iii) Geração de amostras via *bootstrap*: Geram-se B amostras simuladas, via *bootstrap*, do painel formado pela amostra de retornos com α zero por construção, obtida na etapa anterior, e pelas demais séries que compõem os modelos de apreçamento adotados (carteira de mercado, taxa livre de risco, *LWM* e *SMB*). Para cada amostra simulada b , gera-se o mesmo número de meses que compõem o painel dos dados reais. A escolha de cada mês é feita aleatoriamente, com reposição, e os valores dos retornos de cada fundo e demais variáveis são coletados. Dessa forma, desenhada a mesma amostra aleatória de meses para cada fundo, mantém-se a correlação cruzada dos retornos dos fundos.

iv) Regressões individuais dos retornos simulados: Para cada amostra simulada b , calculam-se as regressões individuais de cada fundo i , por meio do modelo de apreçamento adotado, e verificam-se os alfas, α_b^i , e a sua estatística-t, $t(\alpha_b^i)$.

v) Ordenação das estatísticas-t: Para cada amostra simulada b , ordena-se de forma crescente os valores de $t(\alpha_b^i)$, formando um novo estudo transversal de estatísticas-t simuladas. Com este procedimento, a

⁸ Ao se calcular a regressão do modelo de apreçamento sobre os retornos dessa nova amostra, a equação resultante terá alfa igual a zero e os demais coeficientes iguais aos obtidos com os dados reais de cada fundo.

posição do $t(\alpha)$ de cada fundo poderá variar em cada estudo transversal. Por exemplo, o fundo que possuir o menor $t(\alpha)$ em uma dada corrida de simulação, poderá não ter o menor $t(\alpha)$ em outras corridas.

vi) Cálculo das estimativas das estatísticas-t: A partir das B amostras simuladas, cada uma fornecendo um específico estudo transversal ordenado de estatísticas-t simuladas, estimam-se para $t(\alpha)$ estatísticas descritivas, percentis, distribuições de probabilidade, intervalos de confiança e outras estimativas.

4. Exercício empírico

4.1. Estatísticas Descritivas dos FIA

A Tabela 3 reporta as estatísticas descritivas dos fundos analisados aqui. Evidencia-se que os ganhos esperados dos fundos da amostra oscilam aproximadamente entre -1% e 2,5% ao mês, havendo um padrão não necessariamente existente no segmento de FIA em outros países, como no Reino Unido segundo Adcock *et al.* (2010), caracterizado por uma correlação positiva entre o tamanho ou PL do FIA e seu ganho médio.

Em termos de risco, além da estatística descritiva comumente utilizada como métrica de dispersão de uma variável aleatória, o desvio padrão, observa-se também a semivariância, tendo em vista que a dispersão de retornos não é sentida pelos agentes econômicos interessados de forma simétrica, além do interesse em penalizar como risco apenas os desvios negativos associados a perdas. Assim, no que se refere ao desvio-padrão, a amplitude dos valores mensais observados é acentuada, oscilando entre aproximadamente 7% e 13%, enquanto a semivariância assume valores obviamente menores, porém bem mais concentrados, entre 5% e 7,8% ao mês. É possível evidenciar um discreto aumento de ambas as métricas de risco à medida em que os fundos assumem maiores patamares de PL, exceto, contra intuitivamente, pelos fundos de maior tamanho, os quais em geral se mostram menos voláteis. Não parece haver aparentemente padrões de risco associados aos fundos de acordo com seu ganho acumulado.

Atendo-se às performances de risco-retorno mais usuais, é possível evidenciar padrões comuns e interessantes de comportamento.⁹ As

⁹ Diversos autores vêm propondo medidas de risco e consequentemente de risco-retorno (conhecidas também como medidas de performance) mais consistentes com a distribuição

métricas de performance analisadas são: o Índice de Sharpe, o Índice de Treynor, nome devido à contribuição de Treynor (1965) e o Índice de Sortino, proposto por inicialmente Brian Rom, e amplamente explorado em Sortino & Lee (1994).¹⁰ Em comum a todas estas métricas está o sentido de que todas mensuram como o ganho adicional de retorno de um ativo compensa o investidor pelo risco assumido, enquanto o que irá basicamente diferenciar esta tradicional métrica das demais é o uso da estatística que mensura o risco. As amplitudes destas métricas oscilam entre -0,11 e 0,33, -0,17 e 0,34 e -0,05 e 0,04, respectivamente. Em todos os casos, exceto pelos fundos de tamanho médio localizados no quintil intermediário, há um acentuado aumento das métricas de performance quando do aumento do PL médio dos fundos em investimentos em ações, sendo possível observar também nitidamente uma melhoria de performance risco-retorno quando do aumento do crescimento do retorno acumulado dos fundos.

esperada de ganhos observadas na prática, isto é, distribuições não normais. Ler Duarte (1997) e Castro & Baydia (2009).

¹⁰ O Índice de Sharpe foi inicialmente chamado de *reward-to-variability ratio* e em 1994 intitulado com o nome de William Forsyth Sharpe.

Tabela 3 - Estatísticas descritivas dos fundos de investimentos em ações no Brasil, tipo ANBIMA Ibovespa Ativo^{a, b, c, d}

PL Médio	Ganho acumulado															Ganho acumulado														
	Média															Desvio-Padrão														
	baixo	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	alto	baixo	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	alto
pequeno	-0,93%	0,20%	0,27%	0,34%	0,47%	0,52%	0,71%	0,75%	0,77%	0,91%	1,00%	1,15%	1,13%	1,16%	1,64%	10,57%	8,81%	8,92%	8,95%	9,18%	7,87%	9,29%	9,12%	8,63%	9,56%	8,28%	9,65%	8,68%	8,47%	12,86%
2	0,10%	0,71%	0,71%	0,89%	0,92%	0,80%	1,03%	0,92%	1,10%	1,13%	1,06%	1,24%	1,18%	1,96%	2,23%	8,13%	9,85%	9,22%	9,74%	9,81%	8,71%	10,44%	8,08%	9,01%	8,88%	7,76%	9,26%	8,55%	9,38%	11,71%
3	-0,07%	0,18%	0,71%	0,66%	0,76%	0,81%	0,88%	0,93%	1,02%	1,26%	1,19%	1,32%	1,39%	1,34%	1,58%	10,22%	8,80%	10,32%	8,90%	9,50%	9,57%	9,55%	8,60%	9,70%	10,69%	9,04%	10,24%	9,73%	8,94%	8,51%
4	0,57%	0,67%	0,70%	0,75%	0,89%	0,89%	1,13%	1,12%	1,14%	1,26%	1,25%	1,28%	1,38%	1,47%	1,82%	9,35%	9,98%	9,23%	9,53%	10,28%	9,35%	10,14%	9,78%	9,75%	9,84%	9,47%	9,22%	9,26%	8,51%	9,34%
grande	0,50%	0,61%	0,76%	0,78%	1,25%	1,12%	1,18%	1,45%	1,54%	1,67%	1,71%	1,61%	1,93%	1,90%	2,55%	9,00%	9,58%	9,68%	9,30%	9,99%	8,73%	9,00%	7,65%	8,38%	9,73%	9,68%	7,38%	10,47%	7,07%	6,85%
pequeno	Semi-Variância															Índice de Sharpe														
2	7,54%	6,57%	6,61%	6,72%	6,84%	5,89%	6,85%	6,81%	6,33%	7,08%	6,17%	7,12%	6,31%	6,32%	6,97%	-0,111	-0,005	0,002	0,011	0,024	0,035	0,050	0,055	0,061	0,070	0,091	0,094	0,102	0,108	0,109
3	6,04%	7,36%	6,96%	7,37%	7,37%	6,25%	7,48%	6,02%	6,72%	6,45%	5,70%	7,00%	6,49%	6,11%	7,02%	-0,017	0,047	0,051	0,066	0,069	0,064	0,075	0,083	0,095	0,099	0,106	0,107	0,109	0,183	0,170
4	7,35%	5,96%	7,18%	6,57%	7,11%	7,19%	6,63%	6,59%	6,84%	7,36%	6,64%	7,53%	7,53%	6,46%	6,13%	-0,031	-0,007	0,045	0,047	0,054	0,059	0,066	0,079	0,080	0,095	0,105	0,105	0,117	0,123	0,157
grande	7,08%	7,30%	6,74%	7,14%	7,78%	6,96%	7,45%	7,22%	7,23%	7,40%	7,00%	7,01%	6,91%	6,38%	6,96%	0,035	0,043	0,049	0,054	0,063	0,070	0,087	0,089	0,092	0,104	0,107	0,112	0,123	0,144	0,168
pequeno	Índice de Sortino															Índice de Treynor														
2	-0,174	-0,006	0,003	0,015	0,033	0,040	0,070	0,075	0,078	0,099	0,112	0,134	0,131	0,136	0,208	-0,019	0,000	0,000	0,001	0,002	0,003	0,005	0,006	0,006	0,007	0,010	0,009	0,011	0,011	0,034
3	-0,021	0,069	0,069	0,095	0,100	0,083	0,116	0,100	0,128	0,131	0,122	0,147	0,139	0,255	0,295	-0,002	0,005	0,005	0,006	0,008	0,006	0,011	0,007	0,010	0,012	0,009	0,012	0,011	0,021	0,023
4	-0,046	-0,009	0,069	0,062	0,076	0,083	0,094	0,101	0,115	0,150	0,141	0,160	0,170	0,163	0,199	-0,003	-0,001	-0,049	0,005	0,005	0,005	0,007	0,008	0,008	0,011	0,011	0,012	0,012	0,017	
grande	0,048	0,064	0,067	0,076	0,096	0,097	0,131	0,130	0,134	0,152	0,150	0,153	0,169	0,182	0,233	0,003	0,004	0,005	0,005	0,007	0,007	0,009	0,010	0,009	0,010	0,010	0,011	0,012	0,015	0,019
pequeno	0,039	0,055	0,077	0,080	0,149	0,130	0,139	0,179	0,192	0,212	0,217	0,203	0,250	0,246	0,342	0,003	0,004	0,005	0,006	0,010	0,010	0,011	0,019	0,017	0,017	0,023	0,018	0,030	0,041	

^a Séries de retornos reais, durante o período de 1999:1 a 2008:12. ^b Ibovespa utilizado como índice de mercado e poupança como ativo livre de risco. ^c PL médio: média aritmética da série mensal de patrimônio líquido de durante o período de 1998:1 a 2008:12. ^d Ganho acumulado: retorno real líquido acumulado de cada fundo de investimento durante o período de 1998:1 a 2008:12. A disposição dos 75 fundos segue a Tabela 2.

Sobre os ganhos acumulados, à medida que se observa o retorno real mensal acumulado dos fundos com maior PL, há uma tendência de aumentar o ganho acumulado *vis-à-vis* o Ibovespa. Os fundos dos dois primeiros quintis, permanecem todos praticamente durante todo o intervalo de tempo compreendido abaixo do Ibovespa, com ganhos que oscilam de -87% a 80%, sendo possível observar que no terceiro quintil, já cerca de 10 fundos conseguem bater o Ibovespa, enquanto todos os fundos dos quarto e quinto quintis batem o mercado, com retornos líquidos de quase 2000%, enquanto o Ibovespa apresenta retorno líquido acumulado superior a 83%.

Sobre as séries de retorno real do Ibovespa e da poupança, a qual foi usada como *proxy* da taxa livre de risco no Brasil, observa-se que estes ativos tiveram retorno médio mensal em torno de 0,93% e 0,24%, com volatilidade de 9,52% e 0,51%, ao mês, respectivamente.

4.2. Resultados do Apreçamento dos FIA: séries temporais individuais

Como já abordado na subseção 3.2, seguindo-se Chan & Chen (1988), são construídos os nove portfolios dinâmicos, os quais compõem os fatores *SMB* e *LMW*. Estes fatores serão então utilizados na modelagem dos fundos de investimentos, sendo necessário validar esta modelagem linear, ao se testar a capacidade dos dois fatores adicionais no apreçamento dos próprios nove portfolios que os compõem. Todos estes resultados prévios associados aos exercícios de modelagem dos nove portfolios dinâmicos são satisfatórios e não estão reportados neste artigo, mas encontram-se à disposição com os autores.

Apesar da maior complexidade em apreçar fundos dinâmicos de fundos, o maior interesse está no poder de acomodação de anomalias ou evidências empíricas desconfortáveis envolvendo a modelagem de apreçamento de previsão dos fundos de investimento em ações propriamente ditos, contrapartida não existente no exercício proposto em Fama & French (1993), em que o apreçamento de um painel vasto de ações individuais visando captar padrões na dimensão transversal não seria justificável teórica e empiricamente.

Neste sentido, a Tabela 4 mostra o exercício de apreçamento com o CAPM, havendo uma evidência empírica de que, apesar da satisfatória capacidade de explicação do modelo canônico, (R^2 oscilando entre 0,36 e 0,98, exceto para os fundos ATRIUM e TELECOM IB, para o qual o

CAPM não parece estar bem especificado) e dos β 's de mercado significativos em 74 dos 75 fundos analisados, com valores compreendidos entre 0,53 e 1,05, caracterizados por uma concentração com um aumento da ordem de grandeza à medida que se apreça fundos de investimento com maior PL. Destaca-se os fundos do quarto quintil, com β 's elevados e homogeneamente apresentados e do quinto quintil, em que há β 's ainda mais elevados, porém dispostos com acentuada heterogeneidade.

Além da relação entre maiores β 's associados a fundos maiores, há ainda a desconfortável evidência sobre a inexistência de um padrão claro da ordem de grandeza destes coeficientes em relação ao retorno esperado dos fundos de investimento.

Os alfas ou interceptos em modelos lineares de apreciação podem ser interpretados de formas distintas, dependendo do interesse e do agente econômico em questão. Alfas positivos, por exemplo, podem ser vistos como boa performance, podendo ainda serem vistos como sinal de boa gestão, pela ótica do gestor do fundo, ou como indicador de boa compra para investidores. Em períodos de crise, por exemplo, alfas significativamente negativos podem ainda ser vistos como sinal de queda nos ganhos ponderados pelo risco ainda mais severos que os previstos pelos fundamentos do referido fundo.

Tabela 4 - Apreçamento via CAPM canônico dos fundos de investimentos em ações no Brasil, tipo ANBIMA Ibovespa Ativo ^{a, b, c, d, e, f}

PL médio	CAPM: $R_t^i - R_t^F = \alpha^i + \beta^i \cdot (R_t^M - R_t^F) + \varepsilon_t^i$														
	Ganho acumulado														
	baixo	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	alto
α^i															
pequeno	-0,017 (0,0085)*	-0,005 (0,0021)	-0,006 (0,0043)*	-0,003 (0,0027)*	-0,004 (0,0018)*	-0,003 (0,0019)*	-0,001 (0,0022)*	-0,001 (0,0016)*	-0,001 (0,002)*	0,001 (0,0007)*	0,000 (0,0033)*	0,005 (0,0031)*	0,003 (0,0023)*	0,003 (0,0028)*	0,006 (0,0088)*
2	-0,006 (0,0026)	-0,001 (0,0017)*	-0,001 (0,0014)*	0,000 (0,0020)*	0,001 (0,0026)*	0,004 (0,0033)*	-0,001 (0,0032)*	0,003 (0,0014)*	0,003 (0,0030)*	0,004 (0,0029)*	0,004 (0,0010)	0,004 (0,0017)	0,005 (0,0031)	0,008 (0,0051)	0,010 (0,0027)*
3	-0,009 (0,0035)	-0,006 (0,005)*	0,004 (0,0073)*	-0,001 (0,0021)*	-0,002 (0,0007)	0,000 (0,0016)*	0,001 (0,0041)*	0,003 (0,0036)*	0,003 (0,0013)*	0,002 (0,0049)*	0,004 (0,0016)	0,003 (0,0033)*	0,004 (0,0029)*	0,006 (0,0019)	0,007 (0,0036)
4	-0,001 (0,0016)*	-0,003 (0,0025)*	0,001 (0,0035)*	-0,002 (0,0006)	-0,002 (0,0007)	-0,001 (0,0006)*	-0,001 (0,0012)*	0,003 (0,0019)*	0,002 (0,001)*	0,002 (0,0011)	0,005 (0,0024)*	0,002 (0,0012)*	0,003 (0,0018)*	0,008 (0,0025)	0,013 (0,0049)
grande	-0,003 (0,0017)*	-0,003 (0,0007)	-0,001 (0,0012)*	-0,001 (0,0015)*	0,003 (0,0016)	0,004 (0,0020)*	0,004 (0,0022)*	0,009 (0,0038)	0,007 (0,0029)	0,006 (0,0040)*	0,010 (0,0045)	0,010 (0,0036)	0,011 (0,0040)	0,014 (0,0041)	0,020 (0,0031)
R^2															
pequeno	0,358	0,868	0,690	0,839	0,905	0,870	0,784	0,902	0,841	0,981	0,746	0,877	0,885	0,813	0,129
2	0,890	0,938	0,967	0,931	0,8068	0,705	0,772	0,956	0,891	0,788	0,947	0,927	0,825	0,732	0,699
3	0,744	0,436	-0,002	0,894	0,981	0,951	0,634	0,625	0,963	0,7132	0,941	0,831	0,876	0,921	0,803
4	0,945	0,880	0,701	0,982	0,978	0,984	0,959	0,919	0,912	0,968	0,8947	0,961	0,887	0,852	0,698
grande	0,956	0,983	0,966	0,9491	0,957	0,899	0,904	0,643	0,805	0,656	0,758	0,729	0,777	0,595	0,624

* Parâmetro não significativo ao nível de 5%. Erro padrão entre parênteses. ^a Séries de retornos reais, durante o período de 1999:1 a 2008:12. ^b Ibovespa utilizado como índice de mercado e poupança como ativo livre de risco. ^c Técnica de estimação: MQO com erro-padrão consistente para heterocedasticidade e autocorrelação proposto por Newey e West (1987). ^d PL médio: média aritmética da série mensal de patrimônio líquido de durante o período de 1998.1 a 2008.12. ^e Ganho acumulado: retorno real líquido acumulado de cada fundo de investimento durante o período de 1998.1 a 2008.12. ^f A disposição dos 75 fundos segue a Tabela 2.

Tabela 5 - Apreçamento via Modelo de fatores dos fundos de investimentos em ações no Brasil, tipo ANBIMA Ibovespa Ativo ^{a,b,c,d,e,f,g}

Modelo de fatores: $R_t^i - R_t^F = \alpha^i + \beta^i \cdot (R_t^M - R_t^F) + \eta^i \cdot LMW_t + \theta^i \cdot SMB_t + \nu_t^i$															
PL Médio	Ganho acumulado														
	baixo	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	
	a ⁱ														
pequeno	-0,022 (0,0086)	-0,005 (0,0021)	-0,007 (0,0037)*	-0,003 (0,0028)*	-0,004 (0,0018)*	-0,002 (0,0016)*	0,000 (0,0028)*	-0,001 (0,0018)*	0,000 (0,0028)*	0,004 (0,0008)*	0,003 (0,0033)*	0,002 (0,0034)*	0,004 (0,0024)*	0,004 (0,0029)*	0,001 (0,0097)*
2	-0,007 (0,0029)	-0,001 (0,0019)*	0,000 (0,0012)*	-0,002 (0,0018)*	0,004 (0,0024)*	-0,001 (0,0042)*	0,003 (0,0032)*	0,002 (0,0017)*	0,002 (0,0021)*	0,003 (0,0027)*	0,003 (0,0046)*	0,003 (0,0047)*	0,007 (0,0047)*	0,007 (0,0047)*	0,007 (0,0047)*
3	-0,006 (0,0032)*	-0,008 (0,0059)*	0,003 (0,0082)*	-0,002 (0,0021)*	-0,001 (0,0008)*	0,000 (0,0013)*	0,002 (0,0045)*	0,002 (0,0038)*	0,005 (0,0013)*	0,004 (0,0050)*	0,004 (0,0019)	0,004 (0,0032)*	0,004 (0,0028)*	0,005 (0,0022)	0,005 (0,0035)*
4	0,000 (0,0014)*	-0,003 (0,0024)*	0,001 (0,0037)*	-0,001 (0,0007)*	-0,001 (0,0008)*	0,000 (0,0007)*	0,001 (0,0015)*	0,000 (0,0022)*	0,005 (0,0017)*	0,001 (0,0012)	0,004 (0,0025)*	0,002 (0,0015)*	0,004 (0,0019)*	0,005 (0,0023)	0,010 (0,0053)*
grande	-0,004 (0,0017)	-0,002 (0,0009)	-0,001 (0,0015)*	0,001 (0,0016)*	0,004 (0,0018)*	0,003 (0,0026)*	0,002 (0,0024)*	0,007 (0,0037)*	0,004 (0,0029)*	0,006 (0,0044)*	0,007 (0,0043)*	0,003 (0,0034)	0,010 (0,0048)	0,010 (0,0039)	0,015 (0,0026)
η ⁱ															
pequeno	1,163 (0,3468)	-0,110 (0,1976)*	0,297 (0,2358)*	0,113 (0,1440)*	-0,103 (0,1242)*	-0,101 (0,1804)*	-0,023 (0,1593)*	-0,176 (0,2186)*	0,259 (0,0646)*	-0,110 (0,2126)*	0,390 (0,1209)*	0,155 (0,1380)	0,295 (0,1609)	0,401 (0,6249)*	0,971 (0,6249)*
2	0,189 (0,1451)*	0,126 (0,1123)*	-0,156 (0,1123)*	0,077 (0,1033)*	0,539 (0,1797)	0,215 (0,3180)*	0,055 (0,1959)*	-0,047 (0,1060)*	0,255 (0,1666)*	0,276 (0,1581)*	0,097 (0,1096)*	0,193 (0,1320)*	0,511 (0,1137)	0,426 (0,3472)*	0,741 (0,2500)
3	-0,776 (0,2729)	0,417 (0,2810)*	0,383 (0,4510)*	0,295 (0,1590)*	-0,092 (0,0518)*	-0,034 (0,0862)*	0,115 (0,3229)*	0,404 (0,2403)*	0,019 (0,0961)*	-0,296 (0,4120)*	0,038 (0,1149)*	0,397 (0,2048)*	0,102 (0,1187)*	0,260 (0,1438)*	0,496 (0,1790)
4	-0,199 (0,1056)*	-0,168 (0,1676)*	0,342 (0,2674)*	-0,125 (0,0516)	-0,059 (0,0608)*	-0,092 (0,0465)*	-0,010 (0,0967)*	0,358 (0,1224)	0,056 (0,1443)*	0,011 (0,0837)*	0,138 (0,1666)*	-0,085 (0,1132)*	0,077 (0,1030)*	0,490 (0,1382)	0,553 (0,2221)
grande	0,069 (0,1166)*	-0,127 (0,0577)	-0,006 (0,0995)*	-0,008 (0,1071)*	-0,057 (0,1091)*	0,229 (0,1829)*	0,329 (0,1547)	0,268 (0,2199)*	0,543 (0,1543)	0,300 (0,2241)*	0,641 (0,2491)	0,576 (0,1870)	0,065 (0,3461)*	0,663 (0,2360)	0,764 (0,1822)
Wald test (Ho: η ⁱ = 0, θ ⁱ = 0)															R ²
pequeno	20,660 [0,0000]	1,204 [0,5478]	3,910 [0,1416]	1,958 [0,3757]	1,846 [0,3972]	5,921 [0,0518]	6,042 [0,0487]	2,131 [0,3445]	4,654 [0,0976]	3,653 [0,1610]	19,705 [0,0001]	3,409 [0,1819]	10,031 [0,0066]	11,350 [0,0034]	3,648 [0,1614]
2	5,503 [0,0638]	6,856 [0,0325]	5,409 [0,0669]	7,379 [0,0250]	10,369 [0,0056]	54,797 [0,0000]	2,760 [0,2515]	1,326 [0,5154]	3,493 [0,1744]	3,103 [0,2119]	2,975 [0,2260]	2,383 [0,3037]	21,620 [0,0000]	20,956 [0,0000]	12,325 [0,0021]
3	18,279 [0,0001]	2,207 [0,3318]	1,651 [0,4379]	4,247 [0,1196]	4,120 [0,1274]	12,541 [0,0019]	14,676 [0,0007]	14,302 [0,0008]	0,900 [0,6376]	5,996 [0,0499]	1,001 [0,6061]	6,712 [0,0349]	19,755 [0,0001]	3,281 [0,1938]	11,579 [0,0031]
4	4,799 [0,0908]	17,271 [0,0002]	66,608 [0,0000]	5,954 [0,0509]	2,428 [0,2970]	4,356 [0,1133]	1,540 [0,4631]	9,223 [0,0099]	2,749 [0,2529]	0,642 [0,7254]	0,769 [0,6807]	0,938 [0,6258]	17,355 [0,0002]	12,571 [0,0019]	11,271 [0,0036]
grande	3,726 [0,1552]	5,356 [0,0687]	0,157 [0,9247]	7,295 [0,0261]	1,509 [0,4701]	2,820 [0,2441]	4,550 [0,1028]	6,719 [0,0348]	13,690 [0,0011]	14,086 [0,0009]	10,070 [0,0065]	20,494 [0,0000]	2,893 [0,2354]	8,780 [0,0124]	18,449 [0,0001]

* Parâmetro não significativo ao nível de 5%. Erro padrão entre parênteses. P-valor relativo ao respectivo valor do χ^2 do teste de Wald entre colchetes. ^a Séries de retornos reais, durante o período de 1999:1 a 2008:12. ^b Ibovespa utilizado como índice de mercado e poupança como ativo livre de risco. ^c Técnica de estimação: MQO com erro-padrão consistente para heterocedasticidade e autocorrelação proposto por Newey e West (1987). ^d PL médio: média aritmética da série mensal de patrimônio líquido de durante o período de 1998:1 a 2008:12. ^e Ganho acumulado: retorno real líquido acumulado de cada fundo de investimento durante o período de 1998:1 a 2008:12. ^f O fator SMB é um zero cost portfolio dado pelo excedente entre uma carteira equal weighted dos portfolios de fundos SL, SD e SW e uma carteira equal weighted dos portfolios de fundos BL, BD e BW, enquanto, o retorno do fator LMW é um zero cost portfolio dado pelo excedente entre uma carteira equal weighted dos portfolios de fundos SL, ML e BL e uma carteira equal weighted dos portfolios de fundos SW, MW e BW. ^g A disposição dos 75 fundos segue a Tabela 2.

Por fim, para pesquisadores e financistas, estes alfas podem ser interpretados como um efeito médio de variáveis explicativas omitidas do modelo. No caso em questão, com base na Tabela 4, os alfas assumem valores absolutos com maior ordem de grandeza em fundos com performance superior relativa ao Ibovespa (*winners* e *losers* extremos) e alto PL, havendo significância a 5% em 24 dos 35 fundos nesta região e em 30 destes, se considerada a significância a 10%. Na região caracterizada pelo ganho acumulado relativo conservador com menor nível de PL, há menos de 10% dos fundos com intercepto significativo.

Com base nos resultados reportados na Tabela 5, a ordem de grandeza média dos coeficientes associados ao poder de explicação do modelo é levemente superior, assumindo valores que oscilam entre 41% e 98% (exceto novamente para os fundos *ATRI* e *TELE*).

O diferencial mais importante não está associado a um marginal aumento no poder de explicação do modelo na dimensão temporal, mas nas significâncias dos parâmetros estimados e em possíveis padrões na dimensão transversal. Assim, o uso dos fatores *LMW* e *SMB* incorporados ao CAPM tradicional parece agregar no sentido de conseguir acomodar parcialmente a questão do evidente efeito médio significativo de variáveis explicativas omitidas do modelo original, sendo possível observar significância a 5% dos interceptos de Jensen em apenas 14 dos fundos caracterizados pela elevada *outperformance* relativa ao Ibovespa (grandes *winners* e *losers*) e alto PL, quantidade esta concentrada em fundos dispostos nas extremidades da tabela e consideravelmente inferior ao observado com base no CAPM, 24 fundos.

A ordem de grandeza média sofreu forte redução de 0,0021 para 0,0013, quando da incorporação dos fatores adicionais, corroborando que a insignificância está sendo obtida, mas não pelo aumento de ineficiência do estimador. Na região caracterizada pelo ganho acumulado relativo conservador com menor nível de PL, há apenas dois fundos com intercepto significativo a 5%.

Apesar dos β 's de mercado serem significativos em 74 dos 75 fundos analisados, com valores compreendidos em uma menor amplitude, de 0,63 e 1,05, o incômodo evidenciado na concentração de β 's mais elevados à medida que se analisam fundos com maior PL permanece.

Com relação ao fator *LMW*, o qual capta o efeito de fundos com elevado ou reduzido ganho acumulado, este se mostrou significante a 5% para 27 dos fundos analisados, com maior concentração desta significância nos fundos situados na região de interesse, ou seja, com

maior PL e maior *gap* de performance em relação ao Ibovespa, sendo possível observar uma tendência (não linear e heterogênea) de aumento na ordem de grandeza dos valores estimados para os fundos com maior ganho acumulado. Os fundos com maior PL situados no quinto quintil também apresentaram maior sensibilidade a este fator.

No que se refere ao fator *SMB*, responsável pelo efeito tamanho dos fundos, o mesmo se mostrou significante para 25 dos fundos a 5% e a 10% para 36 do painel de fundos, porém sem nenhuma disposição ou padrão evidente, sendo apenas possível notar que os fundos com menor PL, localizados nos primeiros quintis, possuem coeficientes com ordem de grandeza bem superior aos dos demais quintis.

Quando da análise do teste de Wald, cuja hipótese nula seria a de que ambos os coeficiente fossem conjuntamente nulos, a 5% tem-se a rejeição de 45 dos fundos e de 55, se considerados a significância a 10%, com forte concentração da evidência de serem ambos indispensáveis na modelagem de fundos com perfil *winner* em retorno acumulado e com elevado nível de patrimônio líquido.

A evidente melhoria evidenciada no exercício de apreçamento quando do uso de fatores adicionais, visando acomodar anomalias ou padrões existentes quando do uso do CAPM, não se mostrou igualmente bem sucedida quando dos exercícios de previsão dentro da amostra dos retornos reais dos 75 fundos de investimento, sendo praticamente similar a performance dos dois modelos testados, observando-se o poder de explicação dos arcabouços.

4.3. Resultados do Apreçamento dos FIA: Painel com Efeitos Aleatórios

Visando obter resultados robustos à heterogeneidade na dimensão transversal, consequência da diversidade dos fundos analisados, e com a possível omissão de variáveis explicativas, observáveis ou não, específicas dos retornos dos ativos a serem modelados, replicou-se a análise descrita na subseção 3.1.2, porém, atendo-se ao uso da técnica de dados em painel balanceado para estimação dos parâmetros que mensuram o intercepto e a sensibilidade aos movimentos dos fatores usados. Na Tabela 6, estão os resultados das estimativas das regressões (7) e (8) no apreçamento de fundos individualmente, tendo-se aplicado o Teste de Hausman para inferir sobre a adequação dos efeitos, se fixos ou

aleatórios, cuja hipótese nula está associada à evidência de as diferenças nos coeficientes não serem sistemáticas.

Tabela 6

Apreçamento em painel (efeitos aleatórios) via CAPM canônico e via Modelo de fatores dos fundos de investimentos em ações no Brasil, tipo ANBIMA Ibovespa Ativo^{a, b, c, d, e, f}

$$\text{CAPM: } R_t^i - R_t^F = \alpha + \alpha^i + \beta \cdot (R_t^M - R_t^F) + \epsilon_t^i$$

α	β
0,002 (0,0006)	0,870 (0,0048)

Teste de Hausman	Estatística F	R ²	Durbin Watson
$\chi^2 = 0,000$ [1,0000]	F = 32328,50 [0,0000]	0,7822	2,0372

$$\text{Modelo de fatores: } R_t^i - R_t^F = \alpha + \alpha^i + \beta \cdot (R_t^M - R_t^F) + \eta \cdot LMW_t + \theta \cdot SMB_t + \vartheta_t^i$$

α	β	η	θ
0,001 (0,0006)	0,898 (0,0055)	0,189 (0,0212)	0,217 (0,0321)

Teste de Hausman	Estatística F	R ²	Durbin Watson	Teste de Wald (H ₀ : $\eta=0, \theta=0$)
$\chi^2 = 0,000$ [1,0000]	F = 10970,85 [0,0000]	0,7853	2,032	$\chi^2 = 127,91$ [0,0000]

Erro padrão entre parênteses. P-valor relativo ao respectivo valor do \square^2 do teste de Wald entre colchetes. ^a Séries de retornos reais, durante o período de 1999:1 a 2008:12. ^b Ibovespa utilizado como índice de mercado e poupança como ativo livre de risco. ^c Técnica de estimação: Painel com efeitos aleatórios com matriz de variância-covariância robusta à presença de correlação contemporânea e heterocedasticidade na dimensão transversal.^d PL médio: média aritmética da série mensal de patrimônio líquido de durante o período de 1998.1 a 2008.12. ^e Ganho acumulado: retorno real líquido acumulado de cada fundo de investimento durante o período de 1998.1 a 2008.12. ^f O fator SMB é um *zero cost portfolio* dado pelo excedente entre uma carteira *equal weighted* dos *portfolios* de fundos SL, SD e SW e uma carteira *equal weighted* dos *portfolios* de fundos BL, BD e BW, enquanto, o retorno do fator LMW é um *zero cost portfolio* dado pelo excedente entre uma carteira *equal weighted* dos *portfolios* de fundos SL, ML e BL e uma carteira *equal weighted* dos *portfolios* de fundos SW, MW e BW.

Observando os painéis dispostos nesta tabela, usando CAPM ou o arcabouço de fatores, percebe-se a não rejeição da hipótese nula, assegurando o uso correto e bem especificado de efeitos aleatórios, em que os interceptos são variáveis aleatórias que variam entre os fundos, mas não no tempo.

Em todos os casos, faz-se uso da matriz de variância-covariância robusta à presença de correlação contemporânea e heterocedasticidade na dimensão transversal, sendo preciso ainda se preocupar com a multicolinearidade entre os fatores usados, os quais se mostraram com baixa correlação, 0,13 entre os dois fatores incorporados, captando os efeitos tamanho e ganho acumulado. Entre estes e o excedente de mercado, as correlações foram negativas, na ordem de - 0,43 e -0,26, respectivamente. Ainda sob os testes de diagnóstico, evidenciou-se que o retorno excedente de mercado, o fator SMB e o HML são estacionários, tendo sido fortemente rejeitado, com p-valor nulo, os testes In-Pesaran-Shin e ADF-Fischer.

Quando do uso dos fatores, o incômodo gerado pelo intercepto significativo se manteve, diferentemente quando o uso de regressões lineares individuais, sendo significativamente positivos os parâmetros associados às variáveis explicativas, com R^2 da ordem de 78%. A estatística F observada valida o uso das variáveis explicativas escolhidas em ambos os modelos, tendo o Teste de Durbin Watson, cujo valor da estatística é bastante próximo de 2, evidenciado ausência de problemas de correlação serial. Para o teste do apreçamento de fundos, os alfas se mostraram significativos a 5% em ambos os modelos, com os parâmetros β , η e θ positivamente significativos. Em suma, os fatores adicionais parecem ser indispensáveis, não havendo problemas de significância conjunta do modelo completo.

Por fim, visando mostrar a influência das variáveis tamanho e razão *book-to-market* no retorno médio das ações americanas, evidencia-se a relação negativa entre retorno médio e a variável tamanho e a relação positiva entre retorno médio e razão *book-to-market*. Esta seria uma evidência de que o β de mercado não conseguiria explicar de forma satisfatória os retornos médios na dimensão transversal. Seguindo metodologicamente Fama & MacBeth (1973), utiliza-se uma regressão seccional para cada mês da amostra. Mesmo não sendo reportados tais resultados aqui no artigo, o efeito do β não se mostrou significativo quando analisado isoladamente, nem juntamente com o PL dos fundos de investimento. Já o efeito tamanho no estudo transversal se mostrou positivamente significativo a 1%, uma evidência contrária à observada para ações em Fama & French (1992), a qual sugere a relevância de se incorporar um fator que capture este efeito tamanho dos fundos. Quando analisados conjuntamente os efeitos no estudo transversal dos coeficientes β , η e θ , todos foram positivamente significativos a 1%, sinalizando a relevância da incorporação dos fatores aqui propostos.

4.4. Análise da Performance Superior no Estudo Transversal dos FIA

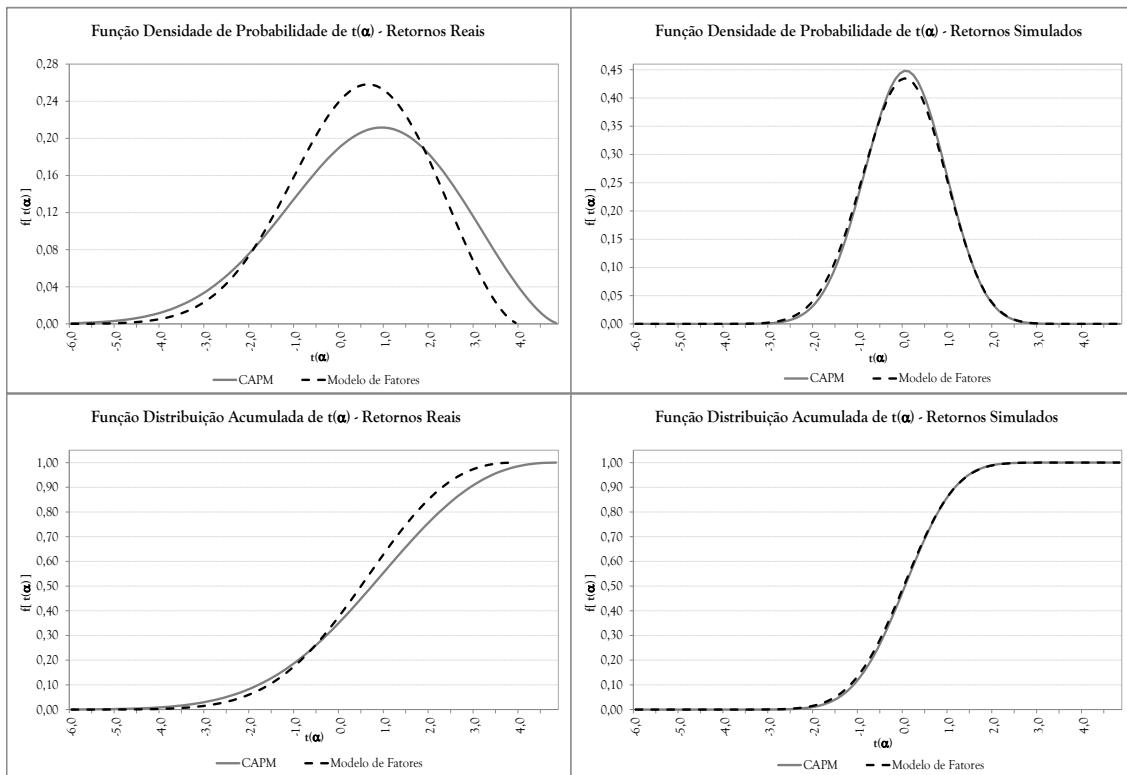
Obtidos os resultados dos apreçamentos dos fundos de investimento, apresentados nas tabelas 4 e 5, e realizada a “tradicional” análise de desempenho na subseção 4.2, iniciam-se os procedimentos descritos na subseção 3.2 para modelagem do estudo transversal do desempenho dos fundos. Todos os procedimentos são replicados para os arcabouços do CAPM e do modelo de fatores.

Para cada modelo de apreçamento adotado, são calculados inicialmente os valores dos alfas dos 75 fundos. Em seguida, subtraindo-se dos retornos mensais de cada fundo o respectivo α^i , gera-se a amostra de retornos onde o α passa a ser zero por construção, formando um novo painel composto pelos 75 fundos e respectivos retornos (ajustados), além dos retornos do IBOVESPA, da Poupança, e os fatores *LWM* e *SMB*, todos no período de janeiro de 1999 a dezembro de 2008, totalizando 120 meses.

Desse novo painel de dados, gera-se 10.000 amostras simuladas via *bootstrap*. Cada amostra simulada é submetida à regressão do modelo de apreçamento, gerando novos 75 alfas simulados, α_b^i , e respectivas estatísticas-t simuladas, $t(\alpha_b^i)$. Em cada amostra, as 75 estatísticas-t simuladas são ordenadas de forma crescente para a geração de um novo estudo transversal simulado. Ao todo, são gerados 75.000 novos alfas que formam 10.000 estudos transversais simulados para cada modelo de apreçamento adotado, cuja finalidade é estudar transversalmente o desempenho dos fundos, formado pelas distribuições de probabilidades de $t(\alpha)$.

Na Figura 1, apresentam-se os gráficos das funções densidade de probabilidade (FDP) e das funções distribuição acumulada (FDA) obtidas com os dados reais e com os dados simulados para ambos os modelos. No gráfico superior esquerdo, verifica-se que os dados reais geraram distribuições assimétricas de $t(\alpha)$, a qual está associada a valores extremos de desempenho, os quais são justamente os que se pretende identificar neste estudo. O modelo de fatores indica uma menor dispersão, enquanto o CAPM uma menor curtose. No gráfico superior direito, as estimativas de $t(\alpha)$ simuladas, apresentam as distribuições do desempenho esperado apenas pelo acaso, para o qual se assume a média zero, uma vez que α é zero por construção para cada fundo. Valores à direita da curva indicam sorte e os valores à esquerda azar. Valores

extremos na cauda direita indicam a existência de real desempenho superior, devido não apenas à sorte, mas também à habilidade. Da mesma forma, valores extremos na cauda esquerda indicam a existência de real desempenho inferior, devido não apenas ao azar, mas também à falta de habilidade.

**Figura 1**

Funções densidade e distribuição de probabilidades das estatísticas $t(\alpha)$ dos retornos reais e simulados dos fundos de investimento em ações no Brasil, tipo ANBIMA Ibovespa Ativo, de acordo com o CAPM canônico e com o Modelo de fatores^{a, b, c, d, e, f}

^a Séries de retornos reais brutos, de 1999:1 a 2008:12, 120 observações. ^b Retornos simulados de 10.000 amostras, geradas via *bootstrap* utilizando-se o mesmo conjunto dos dados reais. ^c Funções de probabilidade de $t(\square)$ dos retornos reais com uso do CAPM estimadas pela distribuição *General Extreme-Value* ($k = -0,3945$; $\square = 1,9027$; $\square = 0,0482$). ^d Funções de probabilidade de $t(\square)$ dos retornos reais com uso do modelo de fatores estimadas pela distribuição *General Extreme-Value* ($k = -0,3828$; $\square = 1,5509$; $\square = -0,0774$). ^e Funções de probabilidade de $t(\square)$ dos retornos simulados com uso do CAPM estimadas pela distribuição *Johnson SB* ($\square = -0,6724$; $\square = 3,9610$; $\square = 14,2030$; $\square = 7,6904$). ^f Funções de probabilidade de $t(\square)$ dos retornos simulados com uso do modelo de fatores estimados pela distribuição *Johnson SB* ($\square = -1,4112$; $\square = 4,5932$; $\square = 17,266$; $\square = -9,9639$).

Pressupõe-se que os piores fundos em desempenho devem ter pior

desempenho do que se espera apenas pelo acaso e os melhores fundos em desempenho devem ter melhor desempenho do que se espera apenas pelo acaso. Assim, havendo fundos com verdadeiros α negativos e positivos, os valores negativos de $t(\alpha)$ em baixos percentis devem ser mais extremos para os retornos reais do que para as simulações, e os valores positivos de $t(\alpha)$ em altos percentis devem também ser mais extremos para os retornos reais do que para as simulações. Neste sentido, a Tabela 7 apresenta os resultados dos desempenhos no CAPM e no modelo de fatores, onde os fundos de investimentos foram ordenados de forma crescente, segundo o $t(\alpha)$ real, e agrupados em 25 percentis selecionados. A análise de performance dos fundos é realizada confrontando-se as estimativas de $t(\alpha)$ calculadas com os dados reais e o conjunto de estimativas de $t(\alpha)$ calculadas com os dados simulados, observando-se os valores em um mesmo percentil.

Valores de $t(\alpha)$ real que estejam abaixo de $t(\alpha)$ médio simulado indicam desempenho inferior ao esperado meramente pelo acaso, da mesma forma que valores de $t(\alpha)$ real que estejam acima de $t(\alpha)$ médio simulado indicam desempenho superior ao esperado meramente pelo acaso. Para se confirmar o real desempenho superior ou inferior devido, respectivamente, à habilidade ou à falta de habilidade dos gestores do fundo, observa-se o percentual das simulações que ficaram abaixo do $t(\alpha)$ real, confrontando-o com um determinado nível de significância. Por exemplo, analisando os resultados com o uso do CAPM, no lado esquerdo da Tabela 7, verifica-se que o fundo correspondente ao percentil 4 dos 75 fundos apresentou $t(\square)$ real de -2,49, abaixo do $t(\alpha)$ médio simulado de -1,64, nesse mesmo percentil, indicando que esse fundo teve desempenho inferior ao esperado pelo acaso. Contudo, observa-se na coluna “% Sim < Real” que os $t(\alpha)$ simulados foram inferiores ao $t(\alpha)$ real em 8,65% das 10.000 corridas de simulação nesse percentil.



CAPM:				Modelo de fatores:			
Percentil	Real	Simulado	% Sim < Real	Percentil	Real	Simulado	% Sim < Real
4	-2,49	-1,64	8,65	4	-2,28	-1,75	19,33
8	-2,23	-1,28	6,21	8	-1,93	-1,37	17,40
12	-1,96	-1,06	6,63	12	-1,76	-1,13	14,55
16	-1,42	-0,89	17,70	16	-1,32	-0,95	25,47
20	-1,15	-0,75	23,52	20	-1,16	-0,81	26,06
24	-0,74	-0,63	40,73	24	-0,91	-0,68	32,93
28	-0,50	-0,52	49,72	28	-0,46	-0,56	55,78
32	-0,33	-0,41	54,26	32	-0,23	-0,45	64,47
36	-0,13	-0,32	62,37	36	-0,02	-0,35	72,01
40	0,19	-0,22	77,12	40	0,06	-0,26	71,44
44	0,35	-0,13	81,23	44	0,28	-0,16	79,25
48	0,54	-0,05	85,70	48	0,39	-0,07	79,72
52	0,86	0,04	93,00	52	0,53	0,02	82,34
56	1,08	0,13	95,62	56	0,72	0,11	86,84
60	1,28	0,22	97,16	60	0,91	0,20	89,88
64	1,52	0,31	98,37	64	1,06	0,29	91,66
68	1,68	0,40	98,66	68	1,30	0,39	94,86
72	1,94	0,50	99,24	72	1,44	0,49	95,45
76	1,97	0,61	99,01	76	1,50	0,59	94,44
80	2,06	0,72	98,84	80	1,55	0,71	93,03
84	2,19	0,85	98,75	84	1,75	0,84	94,28
88	2,44	1,00	99,11	88	1,90	1,00	94,05
92	2,70	1,19	99,18	92	2,03	1,19	92,45
96	3,05	1,46	99,24	96	2,22	1,47	89,81
100	6,27	2,13	100,00	100	5,78	2,17	100,00

Tabela 7

Percentis das estatísticas $t(\square)$ dos retornos reais e simulados dos fundos de investimento em ações no Brasil, tipo ANBIMA Ibovespa Ativo ^{a, b, c, d}

^a Séries de retornos reais brutos, de 1999:1 a 2008:12, 120 observações. ^b Real apresenta $t(\square)$ estimado pelos retornos reais de cada fundo. ^c Simulado apresenta a média dos $t(\square)$ estimados pelos retornos simulados via *bootstrap*, selecionando-se em cada corrida de simulação o valor correspondente ao mesmo percentil. ^d % Sim. < Real apresenta o percentual das 10.000 corridas de simulação em que os valores de $t(\square)$ simulados ficaram abaixo dos $t(\square)$ reais, em um determinado percentil.

Dessa forma, a um nível de significância de 5%, não se pode afirmar que o baixo desempenho do fundo posicionado no percentil 4 se deve à falta de habilidade dos seus gestores, pois o $t(\alpha)$ real está dentro do intervalo de confiança do desempenho devido ao acaso. Ainda sobre os resultados com o uso do CAPM, na Tabela 7, verifica-se que os valores de $t(\alpha)$ reais foram negativos até o percentil 36 e ficaram abaixo da média dos $t(\alpha)$ simulados até o percentil 24. Entretanto, em cada um desses percentis, os $t(\alpha)$ simulados ficaram abaixo dos $t(\alpha)$ reais em mais de 5% das vezes (coluna “% Sim < Real”), o que rejeita a hipótese de real desempenho inferior devido à falta de habilidade, ao nível de

confiança de 95%.

Já nos percentis mais altos, observa-se que, a partir do percentil 56, os $t(\alpha)$ reais são superiores aos $t(\alpha)$ simulados em mais de 95% das vezes, o que não rejeita a hipótese de real desempenho superior devido à habilidade dos gestores dos fundos. Quanto aos resultados com o uso do modelo de fatores, no lado direito da Tabela 7, verifica-se que os valores de $t(\alpha)$ reais também foram negativos até o percentil 36 e ficaram abaixo da média dos $t(\alpha)$ simulados também até o percentil 24. Entretanto, em cada um desses percentis, os $t(\alpha)$ simulados ficaram abaixo dos $t(\alpha)$ reais entre 14,55% e 72,01% das vezes (coluna “% Sim < Real”), o que rejeita a hipótese de real desempenho inferior devido à falta de habilidade, ao nível de confiança de 95%. Nos percentis mais altos, observa-se que apenas nos percentis 72 e 100 os $t(\alpha)$ reais são superiores aos $t(\alpha)$ simulados em mais de 95% das vezes, o que não rejeita a hipótese de real desempenho superior devido à habilidade dos gestores dos fundos.

O modelo de fatores rejeita com maior proporção a hipótese de existência de fundos com real desempenho inferior, sendo mais rigoroso que o CAPM em admitir fundos com real desempenho superior.

A Tabela 8 apresenta o resumo da análise de desempenho obtida neste estudo.

Tabela 8

Quantidade de fundos pelo desempenho inferior, aleatório ou superior obtido de acordo com o CAPM canônico e com o Modelo de fatores^{a, b, c}

Modelo de Apreçamento	Quantidade de Fundos pelo Desempenho		
	Real	Azar	Real
	Inferior	ou Sorte	Superior
CAPM canônico	1 (1,3%)	39 (52,0%)	35 (46,7%)
	0 (0,0%)	72 (96,0%)	3 (4,0%)

^a Séries de retornos reais brutos, de 1999:1 a 2008:12, 120 observações. ^b Fundos com $t(\square)$ real menor que o percentil 5 dos $t(\square)$ simulados foram classificados como fundos com real desempenho inferior. ^c Fundos com $t(a)$ real maior que o percentil 95 dos $t(\square)$ simulados foram classificados como fundos com real desempenho superior.

A Tabela 9 apresenta os estudos transversais das estatísticas $t(\alpha)$

dos retornos reais e simulados dos fundos de investimento, utilizando-se o CAPM e o modelo de fatores. Na região superior desta tabela, estão os $t(\square)$ obtidos com os dados reais dos fundos de investimento. Para ambos os modelos, os fundos com menor ganho acumulado, dispostos nas colunas 1 a 7 de cada modelo, apresentam a maior parte dos $t(\square)$ negativos, enquanto que nas colunas 8 a 15 há preponderância de fundos com $t(\square)$ positivos. Na região intermediária, apresentam-se para os $t(\square)$ obtidos com os dados simulados: a média, o percentil 5 e o percentil 95, referentes a uma determinada posição no estudo transversal. Estes percentis de 5 e 95 são considerados limites dos intervalos de confiança que distinguem o desempenho entre acaso e habilidade.

Há bons gestores de fundos de investimento em ações no Brasil?

Tabela 9 - Estudos transversais das estatísticas t(\square) dos retornos reais e simulados dos fundos de investimento em ações no Brasil, tipo ANBIMA Ibovespa Ativo^{a, b, c, d, e, f, g}

CAPM: $R_t^i - R_t^F = \alpha^i + \beta^i.(R_t^M - R_t^F) + R_t^i - \varepsilon_t^i$																	Modelo de fator: $R_t^i - R_t^F = \alpha^i + \beta^i.(R_t^M - R_t^F) + \eta^i.LMW_t + \theta^i.SMB_t + v_t^i$															
PL Médio	Ganho acumulado																Ganho acumulado															
	baixa	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	alto	baixa	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	alto		
t(α) – Real																																
pequeno	-1,96	-2,49	-1,35	-1,08	-1,97	-1,42	-0,28	-0,33	0,35	-0,13	1,52	1,08	1,13	1,94	0,54	-2,53	-2,15	-1,87	-1,19	-1,93	-1,16	0,09	-0,02	-0,23	0,47	1,09	0,74	0,63	1,27	0,06		
2	-2,30	-0,32	-0,65	-0,10	0,19	1,08	-0,40	1,94	0,86	1,17	2,15	2,42	1,68	2,70	2,02	-2,28	-0,46	-0,06	0,02	-0,76	0,85	-0,37	1,67	0,49	0,72	2,03	1,55	0,92	1,41	1,47		
3	-2,63	-1,00	0,53	-0,58	-2,15	0,00	0,30	0,82	1,92	0,49	2,44	0,83	1,28	3,33	2,02	-1,86	-1,32	0,31	-1,00	-1,61	-0,11	0,36	0,53	1,75	0,91	2,00	0,28	1,30	2,27	1,44		
4	-0,50	-1,15	0,35	-2,49	-2,23	-1,63	-0,43	1,38	0,91	2,36	1,97	1,57	1,47	3,05	2,50	0,05	-1,19	0,14	-1,59	-1,76	-0,91	-0,27	0,39	0,55	2,00	1,58	1,53	1,44	2,22	1,85		
grande	-1,96	-3,74	-1,17	-0,74	2,06	1,94	1,75	2,19	2,45	1,55	2,13	2,76	2,77	3,29	6,27	-2,18	-2,44	-0,92	-0,80	1,90	1,06	0,92	1,83	1,50	1,32	1,55	2,12	2,14	2,57	5,78		
t(α) – Simulado																																
pequeno	-1,00	-1,49	-0,84	-0,71	-1,13	-0,89	-0,35	-0,41	-0,13	-0,32	0,31	0,10	0,16	0,50	-0,05	-2,37	-1,47	-1,28	-0,85	-1,37	-0,81	-0,23	-0,35	-0,45	-0,04	0,32	0,14	0,08	0,35	-0,26		
	[1,99]	[2,54]	[1,82]	[1,67]	[2,13]	[1,87]	[1,28]	[1,35]	[1,05]	[1,24]	[0,59]	[0,80]	[0,74]	[0,39]	[0,96]	[3,73]	[2,56]	[2,34]	[1,85]	[2,44]	[1,80]	[1,17]	[1,31]	[1,42]	[0,97]	[0,59]	[0,78]	[0,85]	[0,55]	[1,19]		
	(0,10)	(0,59)	(0,05)	(0,19)	(0,23)	(0,01)	(0,56)	(0,48)	(0,78)	(0,58)	(1,23)	(1,02)	(1,07)	(1,43)	(0,87)	(1,22)	(0,54)	(0,36)	(0,05)	(0,45)	(0,09)	(0,68)	(0,54)	(0,44)	(0,87)	(1,25)	(1,06)	(0,99)	(1,28)	(0,65)		
2	-1,38	-0,38	-0,59	-0,29	-0,22	0,13	-0,45	0,54	0,04	0,19	0,81	0,95	0,40	1,19	0,68	-1,75	-0,56	-0,39	-0,32	-0,60	0,17	-0,53	0,80	-0,01	0,11	1,19	0,71	0,26	0,45	0,56		
	[2,41]	[1,32]	[1,54]	[1,21]	[1,14]	[0,77]	[1,39]	[0,36]	[0,86]	[0,71]	[0,08]	[0,06]	[0,49]	[0,32]	[0,21]	[2,90]	[1,53]	[1,35]	[1,27]	[1,57]	[0,76]	[1,50]	[0,09]	[0,95]	[0,82]	[0,32]	[0,17]	[0,65]	[0,44]	[0,33]		
	(0,47)	(0,52)	(0,30)	(0,62)	(0,68)	(1,04)	(0,46)	(1,46)	(0,96)	(1,10)	(1,74)	(1,90)	(1,33)	(2,16)	(1,62)	(0,78)	(0,33)	(0,51)	(0,58)	(0,30)	(1,09)	(0,37)	(1,75)	(0,90)	(1,03)	(2,16)	(1,64)	(1,19)	(1,38)	(1,49)		
3	-1,84	-0,67	-0,08	-0,55	-1,20	-0,25	-0,19	-0,02	0,47	-0,10	1,00	0,01	0,22	1,79	0,64	-1,20	-0,95	-0,13	-0,76	-1,07	-0,42	-0,10	0,02	0,84	0,20	1,06	-0,16	0,39	1,61	0,49		
	[2,94]	[1,63]	[0,99]	[1,50]	[2,21]	[1,17]	[1,11]	[0,93]	[0,43]	[1,02]	[0,12]	[0,90]	[0,68]	[0,88]	[0,24]	[2,26]	[1,96]	[1,07]	[1,74]	[2,10]	[1,39]	[1,04]	[0,91]	[0,04]	[0,72]	[0,18]	[1,10]	[0,51]	[0,73]	[0,41]		
	(0,89)	(0,23)	(0,84)	(0,35)	(0,30)	(0,65)	(0,71)	(0,90)	(1,40)	(0,80)	(1,95)	(0,93)	(1,13)	(2,83)	(1,58)	(0,29)	(0,05)	(0,78)	(0,14)	(0,16)	(0,48)	(0,81)	(0,93)	(1,79)	(1,12)	(2,02)	(0,75)	(1,31)	(2,62)	(1,41)		
4	-0,52	-0,75	-0,16	-1,64	-1,28	-0,94	-0,48	0,25	0,07	0,90	0,61	0,37	0,28	1,46	1,12	-0,29	-0,90	-0,20	-1,01	-1,13	-0,68	-0,49	-0,07	0,05	1,12	0,75	0,63	0,52	1,47	0,94		
	[1,46]	[1,72]	[1,08]	[2,71]	[2,30]	[1,93]	[1,42]	[0,66]	[0,83]	[0,00]	[0,29]	[0,53]	[0,62]	[0,58]	[0,24]	[1,23]	[1,90]	[1,13]	[2,03]	[2,18]	[1,65]	[1,46]	[1,00]	[0,88]	[0,24]	[0,13]	[0,26]	[0,37]	[0,60]	[0,07]		
	(0,39)	(0,15)	(0,74)	(0,72)	(0,38)	(0,05)	(0,42)	(1,17)	(0,99)	(1,84)	(1,53)	(1,29)	(1,20)	(2,46)	(2,08)	(0,62)	(0,00)	(0,72)	(0,10)	(0,22)	(0,23)	(0,41)	(0,84)	(0,96)	(2,08)	(1,70)	(1,57)	(1,44)	(2,48)	(1,90)		
grande	-1,06	-2,22	-0,80	-0,63	0,72	0,57	0,43	0,85	1,06	0,34	0,76	1,27	1,36	1,60	2,13	-1,59	-1,97	-0,72	-0,64	1,00	0,29	0,23	0,89	0,59	0,42	0,67	1,27	1,36	1,80	2,17		
	[2,05]	[3,48]	[1,78]	[1,59]	[0,17]	[0,33]	[0,46]	[0,04]	[0,18]	[0,57]	[0,12]	[0,38]	[0,47]	[0,71]	[1,15]	[2,71]	[3,15]	[1,69]	[1,61]	[0,12]	[0,62]	[0,69]	[0,01]	[0,30]	[0,48]	[0,21]	[0,40]	[0,50]	[0,90]	[1,17]		
	(0,16)	(1,16)	(0,10)	(0,27)	(1,66)	(1,50)	(1,37)	(1,79)	(2,01)	(1,26)	(1,70)	(2,25)	(2,34)	(2,61)	(3,29)	(0,64)	(0,95)	(0,18)	(0,26)	(1,96)	(1,21)	(1,16)	(1,84)	(1,53)	(1,34)	(1,60)	(2,25)	(2,86)	(3,38)			
t(α) – % Simulado < Real																																
pequeno	5,55	5,77	18,44	24,84	8,05	17,70	53,76	54,26	81,23	62,37	98,37	95,98	95,86	99,24	85,70	38,25	13,82	15,86	27,05	17,40	26,06	71,33	72,01	64,47	82,76	91,53	85,98	84,02	94,73	71,44		
2	6,82	52,83	44,61	62,30	77,12	95,62	52,33	99,13	93,00	96,20	98,88	99,23	98,66	99,18	98,89	19,33	55,78	71,58	72,78	36,84	89,09	59,36	93,65	82,32	86,84	92,45	93,03	88,34	95,53	94,65		
3	11,24	27,11	86,51	46,75	6,09	67,31	81,71	93,46	99,32	86,21	99,11	93,04	97,16	98,85	99,03	13,76	25,47	79,17	32,36	17,89	70,12	80,30	82,34	94,28	89,88	94,59	79,25	94,86	87,06	95,45		
4	49,72	23,52	82,51	8,65	6,21	11,91	52,37	97,87	93,42	99,19	99,01	98,21	98,19	99,24	98,80	72,55	29,78	72,40	15,97	14,55	32,93	64,23	79,72	81,98	93,57	92,83	94,25	94,98	89,81	94,14		
grande	6,63	2,71	24,53	40,73	98,84	99,04	98,91	98,75	98,92	98,25	98,98	99,16	98,77	99,46	100,00	17,10	22,43	34,55	37,15	94,05	91,66	89,35	94,79	94,44	94,62	93,85	92,73	91,12	89,37	100,00		

^a Séries de retornos reais brutos, de 1999:1 a 2008:12, 120 observações. ^b PL médio: média aritmética da série mensal de patrimônio líquido durante o período de 1998.1 a 2008.12. ^c Ganho acumulado: retorno real líquido acumulado de cada fundo de investimento durante o período de 1998.1 a 2008.12. ^d Real apresenta t(\square) estimado pelos retornos reais de cada fundo. ^e Simulado apresenta a média, o percentil 5 e o percentil 95 dos t(\square) estimados pelos retornos simulados via bootstrap, em

uma determinada ordem do estudo transversal. ^f% Simulado < Real apresenta o percentual das 10.000 corridas de simulação em que os valores de $t(\square)$ simulados ficaram abaixo dos $t(\square)$ reais, em uma determinada ordem do estudo transversal. ^g A disposição dos 75 fundos segue a Tabela 2.

Na região inferior, apresentam-se os percentuais dos $t(\square)$ simulados que ficaram abaixo dos $t(a)$ reais nas 10.000 corridas de simulação, cada um referente a uma determinada posição no estudo transversal.

No CAPM, apenas 1 fundo apresenta real desempenho inferior devido à falta de habilidade dos seus gestores (“ $t(\square)$ – Simulado < Real” igual a 2,71%). Já no modelo de fatores, não são identificados fundos com real desempenho inferior devido à falta de habilidade, ou seja, os desempenhos inferiores dos fundos foram devidos simplesmente ao azar. No CAPM, 35 dos 75 fundos apresentaram real desempenho superior devido à habilidade dos seus gestores. Já no modelo de fatores, são identificados apenas 3 dos 75 fundos com real desempenho superior devido à habilidade.

5. Conclusão

A indústria de fundos mútuos de investimento no Brasil pode ser caracterizada pela concorrência, pela transparência na divulgação de indicadores financeiros e contábeis, por aceitáveis níveis de regulamentação e por baixos custos de transação. No entanto, esta indústria que possui mais de dez mil fundos também precisa ser considerada idiossincrática, em razão de anomalias específicas robustamente evidenciadas. O que se observa especificamente na categoria de fundos de investimentos em ações, tipo ANBIMA Ibovespa Ativo, é uma forte heterogeneidade de ganho acumulado evidenciada em Matos *et al.* (2015), elevados níveis de persistência de performance, conforme Matos & Castro (2012), e distintos padrões de risco, segundo Ferreira (2014). Diante deste cenário, parece ser importante informar aos investidores que parte destas evidências são aleatórias e quais podem estar devidamente fundamentadas em uma gestão diferenciada.

Neste sentido, a principal evidência aqui reportada consiste em informar, não baseado em modelos inadequados de apreçamento de fundos no Brasil, como o CAPM ou o de fatores de ações a la Fama & French (1993), mas sim a partir de um arcabouço que acomoda as anomalias associadas aos efeitos tamanho e ganho acumulado deste segmento no Brasil, sobre que fundos possuem sorte ou azar e quais são bem ou mal geridos, a ponto de impactar na performance risco-retorno. Em suma, o uso deste modelo de apreçamento específico se mostra bastante criterioso, sendo útil ao reduzir de 75 fundos sobreviventes de 1998 a 2008, para apenas três que apresentam estatisticamente, via reamostragem, performance superior consequência de gestão

diferenciada: Gradual Pavarini FIA, Comercial Master FIA e Tempo Capital FIA. Esta evidência acerca da existência relativa de poucos fundos diferenciados corrobora a literatura internacional.

Referências

- Adcock, C.; Areal, N.; Armada, M.; Cortez, M.; Oliveira, B. e Silva, F. (2010), Does the use of downside risk-adjusted measures impact performance rankings of UK investments trusts?, *6th PFN, Azores Island*.
- Admati, A. e Ross, S. (1985). Measuring Investment Performance in a Rational Expectations Equilibrium Model. *The Journal of Business*, 58:1–26.
- Ball, R. (1978). Anomalies in relationships between securities yields and yield-surrogates. *Journal of Financial Economics*, 6:103–126.
- Banz, Rolf W. (1981). The relation between return and market value of common stocks, *Journal of Financial Economics*, 9:3–18
- Basu, S. (1983). The relationship between earnings yield, market value, and return for NYSE common stocks: further evidence. *Journal of Financial Economics*, 12:129–156 .
- Bessler, W.; Blake, D.; Luckoff, P e Tonks I. (2010). Why does mutual funds performance not persist? The impact and interaction of fund flows and manager changes. *6th PFN, Azores Island*.
- Bhandari, L. (1988). Debt/equity ratio and expected common stock returns: empirical evidence. *Journal of Finance*, 43:507–528.
- Bonomo, M. (2004). Finanças aplicadas ao Brasil. 2nd ed. Rio de Janeiro: Editora FGV.
- Brookfield, D., Bangassa, K. e Su, C. (2010). Investment style performance of UK unit trusts. *6th PFN, Azores Island*.
- Cardano, G. (1565). Liber de Ludo Aleae.
- Carhart, M. (1997). On persistence in mutual fund performance. *Journal of Finance*, 52:1:57–81.
- Castro, B. e Minard, A. (2009). Comparação do Desempenho dos Fundos de Ações Ativos e Passivos. *Revista Brasileira de Finanças*, Vol. 7, p. 143-161.

- Castro, J. e Baidya, T. (2009). A medida de performance omega: características e aplicações, *SBFIN 2009, São Leopoldo*.
- Chan, K. e Chen, N. (1988). An unconditional asset pricing test and role of firm size as an instrumental variable for risk. *Journal of Finance*, 43:309–325.
- Chen, N.; Roll, R. e Ross, S. (1986). Economic forces and the stock market. *Journal of Business*, 59: 383–403.
- Cochrane, J. (2001). Asset pricing, *Princeton University Press*.
- (2006) Financial markets and the real economy, *Edward Elgar Publishing*
- Dalmácio, F.; Nossa, V. e Zanquetto Filho, H. (2007). Avaliação da relação entre a performance e a taxa de administração dos fundos de ações ativos brasileiros. *Revista de Educação e Pesquisa em Contabilidade*, 1:1–30.
- Duarte, J. (1997). Model risk and risk management. *Derivatives Quarterly*, 3:60–72.
- Duvernoy, T. (2009). Avaliação de performance de fundos de investimento utilizando fatores estocásticos de desconto admissíveis não paramétricos. *Dissertação de mestrado submetida à Escola de Pós-Graduação em Economia da Fundação Getulio Vargas*, EPGE/FGV-RJ.
- Efron, B. e Tibshirani, R. (1993). An Introduction to the Bootstrap. Chapman and Hall.
- Eid Junior, W. e Rochman, R. (2007). Fundos de Investimentos ativos e passivos no Brasil: Comparando e determinando seus desempenhos. VII Encontro Brasileiro de Finanças, São Paulo.
- Fama, E. e French, K. (1992). The cross-section of expected stock returns. *Journal of Finance*, New York, 47:2:427–465.
- (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics*, 33:3–56.
- Fama, E. e French, K. (2010). Luck versus skill in the cross-section of mutual fund returns. *The Journal of Finance*, 65:1915–1947.
- Fama, E. e MacBeth, J. (1973). Risk, return and equilibrium: empirical tests, *Journal of Political Economy* 81.

- Ferreira, A. (2014). Gestão de risco das principais tesourarias de fundos de investimento em ações no Brasil. *Dissertação de Mestrado em Economia pela Universidade Federal do Ceará*.
- Ferreira, M.; Matos, P. e Pereira, J. (2010). Do foreigners know better? A comparison of the performance of local and foreign mutual fund managers?. *6th PFN, Azores Island*.
- Grinblatt, M. e Titman, S. (1989). Portfolio Performance Evaluation: Old Issues and New Insights. *The Journal of Finance*, 62:393–416.
- Haslem, J. (2009). Mutual funds: portfolio structures, analysis, management and stewardship, Kolb Series in Finance, Wiley.
- Henriksson, R. e Merton, R. (1981) On Market Timing and Investment Performance. II. Statical Procedures for Evaluating Forecasting Skills. *The Journal of Business*, 54:513-533.
- Hsiao, C. (1986) Analysis of Panel Data, *Cambridge University Press*.
- Kosowski, R.; Timmermann, A.; Wermers, R. e White, H. (2006). Can Mutual Funds “Stars” Really Pick Stocks? New Evidence from a Bootstrap Analysis. *The Jornal of Finance*, 61:6:2551–2595.
- Laes, M. e Silva, M. (2015). Performance of mutual equity funds in Brazil – A bootstrap analysis. *Revista Economia Anpec*, 15:294–306.
- Linhares, F.; Matos, P. e Zech, G. (2012). Análise do efeito do patrimônio líquido no apreçamento de fundos de investimento em ações. *Brazilian Business Review*, 9:1–27.
- Lintner, J. (1965). Security prices, risk and maximal gains from diversification. *Journal of Finance*, 20.
- Leusin, L. e Brito, R. (2008). Market Timing e Avaliação de Desempenho dos Fundos Brasileiros. *Revista de Administração de Empresas*, 48:22–36.
- Markowitz, H. (1952). Portfolio selection. *Journal of Finance*, 7:77–91.
- Matos, P.; Balbina, A.; Pena, C. (2015). Mutual Investments Funds in Shares in Brazil: Incentives, Management and Convergence. *Brazilian Business Review*, 12:110–141.
- Matos, P. e Castro, A. (2012). Brazilian stock mutual funds: performance and management expertise. *Brazilian Business Review*, volume especial: 1–38.

- Matos, P. e Rocha, A. (2009). Ações e fundos de investimento em ações: fatores de risco comuns?, *Brazilian Business Review*, 6:22–43.
- Matsumoto, A. (2005). Vale à pena correr risco em fundos de investimentos alavancados no Brasil? 5º Congresso USP Controladoria e Contabilidade.
- Monteiro, R. (2006). Persistência de Performance nos Fundos de Investimento em Ações no Brasil. *Repositório Científico de Acesso Aberto de Portugal*.
- Mossin, J. (1966). “Equilibrium in a capital asset market”. *Econometrica*, 34:4:768–783.
- Newey, W. e West, K. (1987). A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix,”. *Econometrica*, 55:703–708.
- Penna, C; Matos, P. e Balbina, A. (2013). Fundos de investimentos em ações no Brasil: Incentivos, gestão e convergência *Working paper*, NCF-CAEN/UFC, Nº 2013-1.
- Rosenberg, B.; Kenneth, R. E Ronald, L. (1985). Persuasive evidence of market inefficiency. *Journal of Portfolio Management*, 11:9–17.
- Ross, S. (1976). The arbitrage theory of capital asset pricing. *Journal of Economic Theory*, 13:341–360.
- Rubbany, G.; Verschoor, W. e Lelyveld, I. (2010). Home bias and dutch pension fund’s investment behavior, *6th PFN, Azores Island*.
- Sharpe, W. (1964). Capital asset prices: a theory of market equilibrium under conditions of risk. *Journal of Finance*. 19:3:425–42.
- (1991). The arithmetic of active management. *Financial Analysts Journal*, 47:7–9.
- Sirri , E. e Tufano, P. (1998). Costly search and mutual funds flows. *The Journal of Finance*, 53:1589–1622.
- Sobrinho, J. (2003). Estratégias de Gestão de Fundos de Investimentos em Ações: Análise da Performance de Fundos de Gestão Ativa no Período de 1996 a 2000. *Anais do VI Semead - Seminários de Administração*.
- Sortino, F. e Lee, N. (1994). Performance measurement in a downside risk framework. *The Journal of Investing*.

- Stattman, D. (1980). Book values and stock returns. *The Chicago MBA: A Journal of Selected papers*, 4:25–45.
- Treynor, J. (1965). How to rate management of investment funds. *Harvard Business Review*, 43:1:63–75.
- Treynor, L. e Mazuy, K. (1966). Can Mutual Funds Outguess the Market? *Harvard Business Review*, 44:131–136.
- Varga, G. (2001). Índice de Sharpe e outros Indicadores de Performance Aplicados a Fundos de Ações Brasileiros. *Revista de Administração Contemporânea*, 5.
- Varga, G. e Wengert, M. (2003). Riscos comuns em fundos de investimentos. In: Antonio Marcos Duarte Jr; Gyorgy Varga. (Org.). Gestão de Riscos no Brasil. Rio de Janeiro: Financial Consultoria Editora.
- (2009). The Brazilian Mutual Fund History. *IX SBFIN, São Leopoldo*.
- Varga, G. e Leal, R. (2006). Gestão de Investimento e Fundos. *São Paulo, Atlas*.
- Wooldridge, J. (2002). Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data. *Cambridge, MIT Press*.