



RAC - Revista de Administração
Contemporânea

ISSN: 1415-6555

rac@anpad.org.br

Associação Nacional de Pós-Graduação
e Pesquisa em Administração
Brasil

Fernandes Malaquia, Rodrigo; de Paiva Naves Mamede, Samuel
Efeito Calendário e Finanças Comportamentais no Segmento de Fundos Multimercados
RAC - Revista de Administração Contemporânea, vol. 19, mayo, 2015, pp. 98-116
Associação Nacional de Pós-Graduação e Pesquisa em Administração
Rio de Janeiro, Brasil

Disponível em: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=84039480012>

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

redalyc.org

Sistema de Informação Científica

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



Disponível em
<http://www.anpad.org.br/rac>

RAC, Rio de Janeiro, v. 19, Edição Especial, art. 6,
pp. 98-116, Maio 2015
<http://dx.doi.org/10.1590/1982-7849rac20152062>



Efeito Calendário e Finanças Comportamentais no Segmento de Fundos Multimercados

Callendar Effect and Behavioral Finance in Brazilian Hedge Funds

Rodrigo Fernandes Malaquias
Universidade Federal de Uberlândia – UFU

Samuel de Paiva Naves Mamede
Universidade Federal de Uberlândia – UFU

Resumo

O objetivo geral deste trabalho consistiu em analisar a relação entre os dias de segunda-feira com a rentabilidade proporcionada pelos fundos de investimentos multimercados brasileiros. A base final de análise foi composta por 3.337 fundos multimercados, totalizando 3.529.808 observações para dados diários, no período de janeiro/2005 a setembro/2013. Com a utilização da análise de regressão com dados em painel, levando-se em consideração variáveis de controle apontadas pela literatura como relevantes, os principais resultados indicaram que o efeito segunda-feira também ocorre no segmento de fundos de investimento, sendo intensificado por períodos de crises financeiras. Contudo constatou-se que esse efeito não foi uniforme entre todas as subcategorias de fundos multimercados. Os resultados foram persistentes entre fundos cujo prazo de resgate é D+0, bem como foram robustos ao controle pela série de retornos do Ibovespa. A discussão foi ancorada principalmente na Teoria de Finanças Comportamentais, buscando-se assim potenciais explicações para essa anomalia de mercado.

Palavras-chave: efeito calendário; eficiência de mercado; anomalias de mercado.

Abstract

The aim of this paper was to analyze the relationship between Mondays and the profitability provided by Brazilian hedge funds. We used a data basis composed of 3,337 hedge funds, totaling 3,529,808 observations of daily data, during the period from January 2005 until September 2013. To test the hypothesis, we used regression with panel data and we inserted control variables in the model that the literature points out as relevant. The main results showed that the Monday effect also occurs in the hedge funds segment and this effect is intensified in periods of financial crisis. However, we show that the effect is not consistent across all sub-categories of hedge funds. The results were persistent for funds which don't have a redemption period, as well as for the control for the Ibovespa daily returns. The discussion was mainly based on Behavioral Finance Theory in seeking potential explanations for this anomaly.

Key words: calendar effect; market efficiency; market anomaly.

Introdução

As anomalias do mercado financeiro são caracterizadas por pontos específicos que não são compreendidos pelo mercado e podem oferecer ganhos extraordinários (Damodaran, 2010). Entre as anomalias, o efeito segunda-feira é evidenciado pela observação de que os retornos das ações nesse dia são estatisticamente menores do que nos outros da semana. O efeito segunda-feira está contido dentro do efeito calendário, que também pode ser estudado por meio de padrões mensais de retorno.

Vários são os estudos desenvolvidos sobre o efeito segunda-feira com base na rentabilidade do mercado de ações. Por exemplo, há os estudos de Cross (1973), French (1980) e Gibbons e Hess (1981), com dados do mercado norte-americano, e as pesquisas de Lemgruber, Becker e Chaves (1988), Costa (1990) e Leal e Sandoval (1994), com dados do mercado brasileiro. Contudo, de acordo com pesquisas realizadas nos principais periódicos acadêmicos da área de finanças, o referido efeito ainda parece não ter sido explorado no segmento de fundos de investimento, com base na rentabilidade proporcionada aos cotistas.

Neste ponto, é importante destacar que o tema de fundos de investimento proporciona estudos e pesquisas no cenário internacional (Amin & Kat, 2003; Brooks & Kat, 2002) e brasileiro (Malaquias & Eid, 2013; Rochman & Eid, 2006). Além disso, a indústria de fundos de investimento vem apontando significativo crescimento ao longo dos últimos anos (Gomes & Cresto, 2010; Malaquias & Eid, 2014).

Uma categoria dos fundos de investimento que tem apresentado relevantes pesquisas no cenário nacional é a de fundos multimercados, que são classificados de acordo com sua alocação dos ativos, estratégias de investimento distintas e sofisticação das operações realizadas (Riserio, 2014), além de serem os fundos que, no Brasil, proporcionam maior liquidez aos seus cotistas no ato do resgate das cotas (<http://www.anbima.com.br>, recuperado em 19 de abril, 2014).

Observando-se os argumentos apresentados, considerou-se oportuno explorar o efeito segunda-feira no segmento de fundos de investimento, especialmente na categoria de fundos multimercados. Como o efeito segunda-feira já foi amplamente estudado no mercado de ações, explorá-lo na categoria de fundos que investem a maior parte de suas carteiras no mercado de ações poderia proporcionar um resultado dentro do esperado: a constatação do efeito. Por isso, foram escolhidos fundos de investimento que combinam diferentes ativos em seus portfólios, o que potencializa a discussão dos resultados, especialmente no que se refere aos fatores comportamentais relacionados ao efeito calendário. Enquanto em fundos de ações o argumento poderia ser a elevada influência do comportamento do mercado de ações no resultado final dos testes quantitativos, na categoria de fundos multimercados, há a necessidade de se explorar com maior profundidade essas explicações.

Dessa forma, a questão que norteou a realização desta pesquisa foi a seguinte: qual é a relação entre os dias de segunda-feira e a rentabilidade dos fundos de investimentos multimercados? Após a menção do problema de pesquisa, ressalta-se que o presente estudo teve por objetivo geral **analisar a relação entre os dias de segunda-feira com a rentabilidade proporcionada pelos fundos de investimentos multimercados**. Nas análises quantitativas realizadas, foram incluídas variáveis de controle, bem como foi desenvolvida a segregação das regressões pelas diferentes subcategorias dos fundos da amostra, de forma a garantir maior robustez às conclusões finais.

Destaca-se ainda que, durante momentos de incerteza, como a crise financeira, os investidores estão expostos a um maior volume de notícias ruins e inesperadas (Dzielinski, 2011). O recebimento de muitas notícias pode resultar em uma sobrecarga de informação (Lam, DeRue, Karam, & Hollenbeck, 2011), que estimula o viés de aversão à perda, reduzindo potencialmente as atividades de negociação dos investidores durante o período crise (Agnew & Szykman, 2005). Com isso, os resultados também foram controlados por períodos de crise/incerteza. Duas subcategorias dos fundos multimercados podem ter menor impacto negativo em suas rentabilidades nos períodos de crise: *long and short* neutro e *long and short* direcional (Penna, 2007). Gomes e Cresto (2010) ressaltam que os retornos positivos desses

fundos em períodos de crise se dão em razão de conseguirem trabalhar com posições previamente alocadas em diferentes tipos de estratégias.

Referencial Teórico

Anomalias do mercado financeiro

Conforme aponta Damodaran (2010, p. 143), “as anomalias temporais são diferenças de retorno ao longo do tempo que não apenas são difíceis de racionalizar, mas também geram insuficiência”, ou seja, as anomalias são caracterizadas por pontos específicos que não são compreendidos pelo mercado e podem oferecer ganhos extraordinários.

Uma das anomalias mais importantes e que desafia a hipótese de eficiência de mercado (Fama, 1970, 1991) é o efeito dia da semana ou segunda-feira (Bohl, Schuppli, & Siklos, 2010). Apesar das pesquisas de Cross (1973) e French (1980), foram documentados retornos significativamente negativos na segunda-feira, sendo também que um grande corpo da literatura tem evoluído para documentar retornos diários anormais para muitos mercados de ações no mercado financeiro mundial (Agrawal & Tandon, 1994; Barone, 1990).

A literatura internacional possui muitos estudos sobre a variação de retorno durante o efeito dia da semana ou segunda-feira (Baker, Rahman, & Saadi, 2008). Os primeiros trabalhos que documentaram esse efeito incluem Fama (1965), Cross (1973), French (1980) e Gibbons e Hess (1981). O efeito dia da semana também foi observado em volatilidade e volume (Kiyaz & Berument, 2003), mercados futuros (Lucey & Tully, 2006) e em papéis comerciais (Nippani & Pennathur, 2004). No Brasil, foi constatado o efeito segunda-feira no mercado acionário por meio dos estudos como os realizados por Lemgruber *et al.* (1988), Costa (1990), Costa e Lemgruber (1993), Leal e Sandoval (1994) e Gava (1999).

Pode haver diversas razões para o efeito dia da semana. As pesquisas de Lakonishok e Levi (1982) atribuem o efeito à diferença entre o tempo de negociação e o de liquidação dos ativos. Já Damodaran (1989, 2010) argumenta que a má notícia de mercado tende a ser relatada às sextas-feiras e, devido à liberação tardia da informação, as segundas-feiras estão associadas aos retornos mais baixos.

Existem ainda outras possíveis explicações sobre o efeito segunda-feira dentro do mercado de ações: (a) a liberação de informações negativas sobre o final de semana; (b) baixa negociação de ativos, isto é, torna-se difícil para os grandes compradores ou vendedores a execução das ordens porque as suas operações movem significativamente os preços; (c) procedimentos de liquidação; (d) o viés comportamental e as estratégias dos especialistas ou gestores em dar respostas aos investidores; (e) as vendas de ativos descobertos e especulativos; (f) as tendências de *bid-ask-spread*, ou seja, as diferenças geralmente existentes no mercado entre o *ask* (melhor oferta) e o *bid* (melhor compra); (g) erros de mensuração nos preços das ações; (h) a concentração de relevantes decisões de investimento nos fins de semana; e (i) os padrões e distribuições de dividendos no mercado (Baker *et al.*, 2008; Cross, 1973; Damodaran, 1989, 2010; Gibbons & Hess, 1981; Jaffe & Westerfield, 1985; Lakonishok & Maberly, 1990; Penman, 1987; Smirlock & Starks, 1986).

A principal fonte de divergência no debate entre os defensores da eficiência do mercado e os de finanças comportamentais tem sido a justamente a definição da existência de anomalias (Shefrin, 2008). De acordo com o autor, uma das principais contribuições de finanças comportamentais é que ela fornece *insights* sobre os investidores, sendo que este tipo de comportamento não pode ser entendido utilizando as teorias tradicionais e modernas (Shefrin, 2008).

Harris e Raviv (1993) e Varian (1989) apontam que as diferentes crenças dos investidores são necessárias e utilizadas para a tomada de decisão e que as finanças comportamentais apresentam *insights*

sobre o porquê e quando os investidores as aplicam nos investimentos do dia a dia, partindo assim desse pressuposto para o entendimento do surgimento das anomalias de mercado.

Durante os últimos 20 anos em fundos de investimentos, a explicação mais citada pelos gestores de fundos em relação aos vieses comportamentais é o efeito disposição (teoria do prospecto) com os seguintes objetivos: aversão à perda e efeito reflexo (Kahneman & Tversky, 1979; Weber & Camerer, 1998). Assim, os gestores entendem que a aversão à perda é responsável por riscos que variam da perda significativa de dinheiro até a perda do cargo de gestores dentro dos fundos.

Hipóteses e variáveis de controle

Em concordância com os recortes teóricos produzidos nesta pesquisa, foram construídas nove hipóteses de estudo. O método aplicado para testar as hipóteses reside na análise de regressão com dados em painel.

A primeira hipótese a ser apresentada é **H1**: a rentabilidade média da segunda-feira é estatisticamente diferente daquela dos demais dias da semana. Essa hipótese foi estabelecida com base no referencial teórico consultado, cujos estudos evidenciaram que, em média, os retornos (rentabilidade) das ações na segunda-feira são menores do que nos demais dias da semana. Representa a principal hipótese que sustenta e justifica a realização deste trabalho. As oito seguintes (H2, H3, H4, H5, H6, H7, H8 e H9) foram elaboradas como base para fundamentar as variáveis de controle dos modelos quantitativos.

H2: o tamanho do fundo e a rentabilidade possuem relação positiva. O fundamento dessa relação positiva está no fato de que os fundos de investimento maiores tendem a apresentar melhores indicadores de rentabilidade do que os menores. Essa vantagem se daria em decorrência de ganhos de escala e poder de barganha de grandes fundos de investimento em comparação com fundos menores, conforme argumentos apresentados por Lhabitant (2001).

Com uma amostra de 60 fundos suíços, no período de julho/1977 a agosto/1999, Lhabitant (2001) constatou que fundos maiores apresentaram melhor performance que os demais. Para fundos brasileiros, resultados similares foram observados por Castro e Minardi (2009) e Malaquias e Eid (2013). Como uma explicação alternativa aos seus resultados, Castro e Minardi (2009, p. 156) destacaram “que embora gestores de fundos menores possam ter tido habilidade superior e gerado ganhos anormais, esses não foram grandes o suficiente para pagar os custos da análise fundamentalista, e resultaram em alfas negativos para o investidor final”.

H3: a taxa de administração possui relação negativa com a rentabilidade. Pressupondo-se que os títulos no mercado estejam adequadamente precificados, maiores taxas de administração apresentarão impacto negativo na performance alcançada pelos fundos de investimentos, pois a gestão ativa tenderá a não agregar valor extraordinário frente à gestão passiva. Malaquias e Eid (2013), com dados de fundos multimercados brasileiros, constataram que a taxa de administração não apresentou relação significativa com a performance. Esses resultados se mostraram alinhados com aqueles já obtidos por Dalmácio, Nossa e Zanquette (2007), que estudaram fundos de ações brasileiros com gestão ativa.

Por sua vez, Lhabitant (2001) argumenta que gestores de fundos que estão aptos a alcançar retornos extraordinários, logicamente, irão cobrar maiores taxas de administração. Além disso, fundos que cobram maiores taxas de administração apresentam mais condições para contratar melhores analistas e, assim, gerar melhores retornos. Os resultados de sua pesquisa indicaram uma relação positiva entre as variáveis rentabilidade e taxa de administração cobrada.

H4: a taxa de performance possui relação positiva com a rentabilidade. Os autores Agarwal e Naik (2000), Li, Zhang e Zhao (2011) e Ackermann, McEnally e Ravenscraft (1999) evidenciam esse indicador como um incentivo à gestão, destacando que, quanto maior a taxa de performance, maior tende a ser a rentabilidade alcançada pelos fundos. As taxas de performance podem servir

como um mecanismo para alinhar os interesses dos gestores com os interesses dos cotistas dos fundos (Agarwal & Naik, 2000), uma vez que os gestores, para aumentar seus recebimentos, tenderão a alcançar indicadores de performance mais elevados.

Com dados de 547 *hedge funds* americanos, no período de 1988 a 1995, Ackermann *et al.* (1999) observaram uma relação positiva e significativa entre a performance dos fundos e as respectivas taxas de performance cobradas por eles. Os resultados foram persistentes para diferentes períodos de observação (2, 4, 6 e 8 anos).

H5: Fundos de Investimentos em Cotas de Fundos de Investimento (FICFI) apresentam rentabilidade menor do que os fundos que não são FICFI. Amin e Kat (2003), analisando 77 *hedge funds* suíços, no período de maio/1990 a abril/2000, constataram que os FICFI obtiveram menor performance que os fundos que não apresentam essa característica. O argumento utilizado pelos autores, especificamente para esse resultado, concentra-se no fato de os FICFI estarem sujeitos a uma estrutura com dupla cobrança de taxas, o que pode impactar negativamente sua rentabilidade.

Analizando fundos americanos, Ackermann *et al.* (1999) observaram relação positiva entre fundos de fundos e performance quando a performance foi mensurada para um período de 8 anos. Os resultados não mostraram relação significativa para outros períodos de mensuração da performance (2, 4 e 6 anos).

Shawky, Daí e Cumming (2012), com base em dados de 5.606 fundos americanos (3.548 *hedge funds* e 2.058 fundos de investimentos em cotas de *hedge funds*), no período de janeiro/1994 a dezembro/2008, mostraram que os fundos de fundos apresentaram rentabilidade média e mediana inferior à rentabilidade dos *hedge funds*. Por outro lado, Shawky *et al.* (2012) constataram que, tanto para os *hedge funds* quanto para os fundos de fundos, a diversificação em suas carteiras apresentou efeitos positivos em sua performance.

Dessa forma, mesmo estando sujeitos a uma estrutura que pode envolver dupla cobrança de taxas de administração e, conforme o caso, de performance, a habilidade de seleção e a diversificação adequada nas carteiras de fundos de investimentos em fundos pode gerar benefícios que superem esses custos. Ademais, a própria flexibilidade para se investir em outros fundos de investimento pode contribuir para que os gestores de FICFI selecionem adequadamente cotas de outros fundos que não estejam adequadamente especificadas.

H6: a experiência do gestor possui relação negativa com a rentabilidade. Em uma primeira análise, a experiência dos gestores no mercado poderia servir como uma medida de seu conhecimento e habilidade com a gestão ativa na indústria de fundos de investimento (Li, Zhang, & Zhao, 2011). Porém, há também o argumento de que gestores mais experientes podem apresentar preocupação em manter sua reputação. Assim, eles estariam menos dispostos a correr maiores riscos, optando por investimentos mais conservadores. Os gestores menos experientes, por sua vez, na busca por melhores indicadores de rentabilidade, estariam dispostos a correr mais risco.

Dessa forma, o argumento para esta hipótese se baseia na Teoria de Agência, em que gestores mais experientes tenderiam a estar mais preocupados em manter sua reputação no mercado, assumindo posições que não necessariamente maximizam a rentabilidade de seus cotistas. Li *et al.* (2011), para 1.002 *hedge funds* americanos, no período de janeiro/1994 a setembro/2003, observaram uma relação negativa entre a experiência dos gestores e a performance dos fundos da amostra. Resultados similares foram também obtidos por Malaquias e Eid (2013), para fundos multimercados brasileiros.

H7: a idade do fundo possui relação positiva com a rentabilidade. Lhabitant (2001) aponta que fundos mais jovens apresentam maiores despesas com publicidade e custos iniciais para a criação das carteiras. Assim, fundos com menor tempo de existência tenderiam a apresentar menor performance do que os fundos que já estão estabelecidos no mercado. Seus resultados, para fundos suíços, contudo, não evidenciaram relação significativa entre a idade dos fundos e sua

performance. Ackermann *et al.* (1999), analisando fundos americanos, também, não constataram relação significativa entre essas duas variáveis.

H8: a rentabilidade dos fundos multimercados é menor em períodos de crise, argumento esse elaborado com base no estudo de Malaquias e Eid (2014), realizado com fundos multimercados. Nesse estudo, os autores constataram que períodos de crise financeira impactaram negativamente e de maneira significativa a rentabilidade dos fundos de investimento de sua amostra. Em períodos de incerteza/crise há dificuldades de acesso ao crédito, ou mesmo o crédito sendo fornecido a taxas mais elevadas, o que limita a obtenção de recursos por parte dos gestores para operacionalizar estratégias que possam gerar retornos positivos.

O próprio comportamento dos investidores no mercado, em períodos de crise, pode provocar solicitações de resgate de cotas nos fundos além do previsto. Essas solicitações tendem a fazer com que os gestores se desfaçam de suas posições previamente assumidas para levantar fundos e cobrir os resgates solicitados. Se essas posições estiverem assumidas em ativos com baixa liquidez, os prejuízos pela venda antecipada dos títulos podem ser ainda maiores para as carteiras dos gestores.

Por fim, foi elaborada uma hipótese adicional de estudo que se refere à interação das variáveis crise e segunda-feira, com o objetivo de verificar se as segundas-feiras, em períodos de crise, possuem retornos ainda menores. Conforme apontado na introdução do estudo, momentos de incerteza/crise financeira expõem os investidores a um maior volume de notícias ruins e inesperadas (Dzielinski, 2011).

O recebimento de muitas notícias pode resultar em uma sobrecarga de informação (Lam *et al.*, 2011) que, combinada com o efeito segunda-feira, pode resultar em rentabilidades ainda menores. Com isso, tem-se **H9:** em períodos de crise, os retornos na segunda-feira (em média) são menores do que o retorno das segundas-feiras fora do período de crise. Para o mercado de ações, especificamente analisando o Ibovespa, no período de janeiro/2003 a abril/2012, Santana e Trovati (2014) constataram que períodos de crise financeira são favoráveis à existência do efeito segunda-feira.

Aspectos Metodológicos

A coleta de dados dos fundos participantes da amostra foi extraída diretamente do Sistema de Informações ANBIMA (SI-ANBIMA), sendo algumas das variáveis de controle acessadas por meio de consultas ao banco de dados da Comissão de Valores Mobiliários (CVM). O período de análise compreendeu de 04 de janeiro de 2005 e 14 de setembro de 2013, no qual se identificou 13.178 fundos cadastrados na CVM. A justificativa para a seleção desse período de análise deu-se em razão de utilizar o período após a harmonização do conteúdo divulgado pelos fundos de investimento (Instrução CVM n. 409, n. 411, n. 413, 2004).

Após o recorte apenas para fundos multimercados, a amostra baseou-se em 8.167 fundos. Todavia, como pressuposto da análise, os fundos deveriam ser abertos, com isso, permitindo a movimentação de cotistas ao longo do tempo. Por isso, a quantidade da amostra foi reduzida para 6.095 fundos abertos. Posteriormente, para efeito da análise da pesquisa, além dos fundos serem multimercados e abertos, deveriam possuir a característica de não serem exclusivos (a quantidade de fundos passou a ser de 4.600). Após os filtros aplicados, foram inseridas as variáveis de controle na base de dados disponível, acessada por meio da consulta ao banco de dados da CVM e ao SI-ANBIMA, chegando-se assim a um número total de 3.337 fundos, com 3.529.808 observações para dados diários.

Para a mensuração da rentabilidade dos fundos multimercados, foi utilizada a forma de cálculo de retorno simples, dividindo-se a cota de t pela cota de $t-1$ (dia anterior), subtraindo-se 1 do resultado. No que se refere às variáveis independentes e de controle, foram adotados os seguintes parâmetros:

- . Dias da semana: foram criadas variáveis *dummy* para cada dia da semana.

- FICFI – se um fundo é ou não um fundo multimercado de investimento em cotas de outros fundos: variável *dummy*, assumindo valor 1 para Fundos de Investimento em Cotas de Fundos de Investimento e 0 para os demais.
- Tamanho do fundo: foi representado pelo logaritmo neperiano do Patrimônio Líquido dos fundos, com base na data de 14/09/2013.
- Idade do fundo: logaritmo neperiano da idade dos fundos, medida em dias desde a criação do fundo até o dia de 14/09/2013.
- Experiência dos gestores: logaritmo neperiano do número de dias desde o cadastro do gestor na CVM até 14/09/2013.
- Taxa de administração: taxa máxima de administração cobrada pelo fundo anualmente, divulgada em seu regulamento.
- Taxa de performance: variável *dummy*, assumindo valor 1 para fundos que cobram taxa de performance e zero para os demais fundos.
- Períodos de crise financeira: variável *dummy* para representar períodos de crise/restricções financeiras, assumindo valor 1 para o período de 01/01/2008 a 14/09/2013 e valor 0 para os demais períodos. Como métricas para evidenciação da crise, foram realizadas as seguintes consultas: (a) comportamento histórico dos retornos acumulados do Ibovespa; (b) comportamento histórico da captação líquida dos fundos de investimentos multimercados; e (c) informações de mercado publicadas no Jornal Valor Econômico.
- Ibovespa: para representar o comportamento do mercado de ações, foi incluída no modelo a série histórica diária de retornos do Ibovespa, uma vez que esse índice apresenta reflexos do efeito segunda-feira, inclusive em períodos de crise financeira (Santana & Trovati, 2014).
- Variável utilizada como proxy para a liquidez: D0 – variável *dummy*, assumindo valor 1 para fundos cujo prazo para resgate dos cotistas é D+0 e 0 para os demais fundos. Nesse caso, considerou-se, como um indicador de liquidez, o prazo que o fundo divulga ser necessário para reembolsar o cotista no caso de solicitação de resgate, informação essa disponível nos regulamentos de cada fundo.

Para os testes de hipóteses, foram utilizadas regressões com dados em painel (dados empilhados, efeitos fixos e efeitos aleatórios), com a aplicação, inclusive, de interação entre variáveis (o que permitiu o teste de H9). Ressalta-se também que, com o objetivo de se fazer um tratamento dos *extreme outliers*, a variável dependente deste estudo (a rentabilidade) foi submetida ao procedimento *winsorize*.

Resultados

Análise descritiva das variáveis do estudo

Após a coleta dos dados, as informações foram transferidas para o *software STATA*, no qual passaram a receber o tratamento quantitativo. A Tabela 1 evidencia o retorno médio por dia da semana, após o procedimento de *winsorize* (0,1%). Foi adotado o parâmetro de 0,1% para não promover alterações significativas na característica dos dados, mantendo-se assim os *extreme outliers* como valores altos (ou baixos). A Tabela 2 complementa a Tabela 1 ao evidenciar a diferença entre a rentabilidade para os dias da semana, bem como seu respectivo nível de significância.

Tabela 1

Rentabilidade Média dos Fundos da Amostra por Dia da Semana

Dia da semana	N	Rentab. média	Rentab. mediana
Seg.	708.288	0,030%	0,037%
Ter.	696.973	0,040%	0,040%
Qua.	719.411	0,040%	0,041%
Qui.	704.698	0,050%	0,041%
Sex.	700.438	0,051%	0,042%
Geral	3.529.808	0,042%	0,040%

Nota. A variável rentabilidade média foi submetida ao procedimento *winsorize*, a 0,1%. A coluna “n” evidencia a quantidade de dias para cada dia da semana disponível na base de dados. Fonte: Elaborada pelos autores.

Tabela 2

Comparação da Rentabilidade (Média e Mediana) por Dia da Semana

Dia da semana	Teste t			Mann-Whitney U		
	Dif. (média)	Estat.	Signif.	Dif. (mediana)	Estat.	Signif.
Seg. x ter.	-0,0100%	-15,783	0,000	-0,0029%	-36,366	0,000
Seg. x qua.	-0,0098%	-15,604	0,000	-0,0034%	-43,415	0,000
Seg. x qui.	-0,0195%	-30,334	0,000	-0,0035%	-52,357	0,000
Seg. x sex.	-0,0205%	-32,715	0,000	-0,0047%	-68,475	0,000

Nota As colunas relativas à diferença referem-se à rentabilidade média (ou mediana, conforme o caso) da segunda-feira subtraída da rentabilidade média (ou mediana) do respectivo dia da semana indicado em cada linha. Fonte: Elaborada pelos autores.

A quantidade de dias da semana se mostrou equivalente entre as observações de segunda à sexta. Sem o controle por outras variáveis e por períodos de crise, os dias de segunda-feira apresentaram o menor retorno médio em relação aos outros dias da semana. Essa diferença entre os retornos foi estatisticamente significativa, tanto por meio do teste t quanto por meio do teste Mann-Whitney U, conforme dispõe a Tabela 2. Esses resultados estão alinhados com evidências já proporcionadas por estudos anteriores sobre o mercado de ações, como: Cross (1973), French (1980), Gibbons e Hess (1981), Lakonishok e Levi (1982). Esta discussão será explorada com maior profundidade na seção seguinte, com base na análise de regressão. Para mostrar a quantidade de observações por categoria de fundos multimercados, foi elaborada a Tabela 3.

Tabela 3

Rentabilidade Média por Categoria de Fundo Multimercado

Categoria	Qtd. Observ.	Freq. Relativa Obs.	Rentab. Média	Rentab. Mediana
Balanceados	40.043	1,13%	0,039%	0,045%
Capital Protegido	25.542	0,72%	0,020%	0,027%
Estratégia Específica	80.529	2,28%	0,040%	0,043%
Juros e Moedas	154.293	4,37%	0,042%	0,040%
Long and Short Direcional	26.983	0,76%	0,055%	0,043%
Long and Short Neutro	72.997	2,07%	0,045%	0,040%
Macro	262.061	7,42%	0,043%	0,039%
Multiestratégia	1.913.097	54,20%	0,041%	0,039%
Multigestor	937.698	26,57%	0,044%	0,041%
Trading	16.565	0,47%	0,042%	0,038%
Total	3.529.808	100,00%	0,042%	0,040%

Nota. Fonte: Elaborada pelos autores.

As categorias analisadas que registraram melhores indicadores para a rentabilidade diária média foram: *long and short* direcional e *long and short* neutro, o que está de acordo com o comentário feito na introdução deste estudo sobre esses fundos terem apresentado, nos últimos anos, retornos positivos e consistentes. É importante salientar também que mais da metade da amostra foi composta por observações provenientes de fundos multimercados Multiestratégia, sendo então indicada uma análise de robustez para avaliar se os resultados obtidos nos painéis não foram significativamente influenciados por essa categoria. A Tabela 4 contém a estatística descritiva das variáveis de controle utilizadas no modelo quantitativo.

Tabela 4

Estatística Descritiva das Variáveis de Controle do Estudo

Variável	Qtd. Fundos	Qtd. Observ.	Média	Desv. Pad.	Mín.	Máx.
FICFI	3.337	3.529.808	0,581	0,493	0,000	1,000
Idade_Fundo	3.337	3.529.808	7,784	0,591	5,416	9,134
Exper_Gestor	3.337	3.529.808	8,365	0,613	5,112	9,099
Tx_Adm	3.337	3.529.808	0,876	1,054	0,000	6,500
Tx_Perf	3.337	3.529.808	0,267	0,442	0,000	1,000
Tamanho	3.337	3.529.808	17,217	1,604	6,974	23,330
D0	3.337	3.529.808	0,781	0,414	0,000	1,000

Nota. FICFI: variável *dummy*, assumindo valor 1 para Fundos de Investimento em Cotas de Fundos de Investimento e 0 para os demais; Idade_Fundo: logaritmo neperiano da idade dos fundos, medida em dias desde a criação do fundo até o dia 14/09/2013; Exper_Gestor: *proxy* para a experiência dos gestores, medida pelo logaritmo neperiano do número de dias desde o cadastro do gestor na CVM até 14/09/2013; Tx_Adm: taxa máxima de administração cobrada pelo fundo anualmente; Tx_Perf: variável *dummy*, assumindo valor 1 para fundos que cobram taxa de performance e zero para os demais fundos; Tamanho: logaritmo neperiano do patrimônio líquido do fundo em 14/09/2013, como uma *proxy* para representar o seu tamanho; D0: variável *dummy*, assumindo valor 1 para fundos cujo prazo para resgate dos cotistas é D+0 e 0 para os demais fundos. Fonte: Elaborada pelos autores.

Fizeram parte do estudo 3.337 fundos, com 3.529.808 observações para dados diários. Cada uma das variáveis disponíveis na Tabela 4 varia de fundo para fundo, mas elas são constantes dentro do mesmo fundo. Por exemplo, a idade do fundo, neste estudo, não variou ao longo do período analisado, sendo uma constante para representar essa característica durante todo o período (visto que a variação no tempo, em dias, é comum a todos os fundos). O mesmo se aplica às outras variáveis. Esse comentário é importante para auxiliar na compreensão dos resultados da análise em painel: efeitos fixos.

Teste das hipóteses

Após evidenciar a estatística descritiva das variáveis do estudo, partiu-se para o teste das hipóteses propostas ao final do referencial teórico. O primeiro passo consistiu na análise de regressão considerando dados empilhados. Cada dia da semana foi tratado como uma variável *dummy*. Inicialmente, incluiu-se no modelo apenas a variável *dummy* para segunda-feira. Os resultados estão disponíveis na Tabela 5.

Tabela 5

Resultado do Teste de Hipóteses para Dados Empilhados

Variáveis	Coeficiente Beta	Ero Padr. Robusto	Estat. t	Signif.
Segunda	-0,011237	0,001018	-11,040	0,000***
Crise	-0,018657	0,000560	-33,350	0,000***
Seg_Crise	-0,004372	0,001164	-3,760	0,000***
FICFI	0,002011	0,000444	4,530	0,000***
Idade_Fundo	0,002696	0,000392	6,870	0,000***
Exper_Gestor	-0,000308	0,000377	-0,820	0,414
Tx_Adm	0,000223	0,000302	0,740	0,461
Tx_Perf	-0,000060	0,000542	-0,110	0,913
Tamanho	0,002318	0,000161	14,410	0,000***
Ibovespa	0,000660	0,000159	4,150	0,000***
Constante	0,001247	0,005301	0,240	0,814

Nota. Segunda: variável *dummy*, assumindo o valor 1 para a segunda-feira e o valor 0 para os demais dias da semana; Crise: variável *dummy* para representar períodos de crise/restricções financeiras, assumindo valor 1 para o período de 01/01/2008 a 14/09/2013 e valor 0 para os demais períodos; Seg_Crise: variável resultante da multiplicação das variáveis Segunda e Crise; Ibovespa: retorno diário do Ibovespa, representando uma *proxy* para o comportamento do mercado de ações variável dependente: rentabilidade diária; demais variáveis já descritas nas tabelas anteriores. Fonte: Elaborada pelos autores.

Considerando-se dados empilhados, os resultados da análise de regressão evidenciaram, com o controle por outras variáveis que geralmente se relacionam à performance dos fundos de investimento, que a rentabilidade média dos fundos, em dias de segunda-feira, foi estatisticamente diferente dos demais dias da semana. Como o sinal é negativo, constatou-se que o efeito segunda-feira, observado no mercado de ações, também se aplica ao caso dos fundos de investimento, assim, contrariando a Hipótese de Mercado Eficiente na sua forma semiforte.

Períodos de crise, em linha com estudos anteriores (como Malaquias & Eid, 2014), apresentaram impacto significativo e negativo na performance dos fundos de investimento, o que permitiu corroborar a hipótese de estudo H8. Uma das justificativas pode ser de que a crise impõe ao gestor dos fundos a execução do resgate de cotas antecipado, por influência do viés comportamental de aversão à perda, conforme aponta Liang (1999).

Outro ponto que merece destaque na Tabela 5 está na magnitude dos coeficientes beta das variáveis Segunda e Crise. Essa evidência encontra-se favorável à Teoria de Finanças Comportamentais, segundo a qual a crise expõe o investidor a uma quantidade maior de notícias ruins (Dzielinski, 2011). Como o modelo proposto por Kahneman e Tversky (1979) argumenta que o tomador de decisão (investidor ou gestor) negocia os ativos com base nas informações disponíveis no mercado, torna-se plausível um comportamento anômalo, ou não compreensível, do gestor em períodos de crise. Somado a essa afirmação, pactua-se o fato de que a segunda-feira influencia o comportamento dos investidores na venda das suas posições na sexta-feira e recompra na segunda-feira (Lakonishok & Maberly, 1990; Miller, 1988) pelo viés da tendência de muitas empresas de esperarem o final de semana para divulgação de notícias ruins no mercado (Damodaran, 2010).

A interação de períodos de crise com dias de segunda-feira apontou que as segundas-feiras presentes em períodos de crise apresentaram também rentabilidades significativamente menores do que as demais segundas-feiras, desse modo, ratificando a hipótese H9. Portanto, conforme estudos relatados aqui, o acúmulo de informações de mercado em períodos de crise pelos gestores, somado à possibilidade das empresas divulgarem notícias ruins no final de semana, resultou em maiores retornos médios negativos com a combinação dessas duas variáveis (segunda e crise).

As variáveis *dummy* de segunda-feira foram substituídas pelas variáveis *dummy* dos demais dias da semana para comparar se em todos os dias (terça, quarta, quinta e sexta) a rentabilidade foi estatisticamente superior à registrada pelas segundas-feiras. Nessa nova análise, todos os demais dias da semana (terça, quarta, quinta e sexta) apresentaram rentabilidade média superior à da segunda-feira, corroborando assim a existência desse efeito no segmento de fundos de investimentos multimercados, sendo esses resultados alinhados com a hipótese H1 e contrários à HME (a tabela foi suprimida por questão de espaço, mas está disponível mediante solicitação aos autores). A estatística *Variance Inflation Factor* (VIF) média foi de 2,25, apontando indícios de que não há problemas de multicolinearidade entre as variáveis independentes.

Em relação às variáveis de controle, apenas três delas (FICFI, idade do fundo e tamanho do fundo) apresentaram relação significativa com a performance dos fundos. Para uma dessas variáveis (FICFI), a direção da relação foi diferente da proposta no referencial teórico. Os resultados evidenciaram que os FICFI, mesmo com uma estrutura que envolve dupla cobrança de taxas, apresentaram melhores indicadores de performance do que os demais fundos, o que aponta para a rejeição de H5. No que se refere à idade dos fundos, o sinal identificado no referencial teórico foi suportado pela análise dos resultados. Assim, os fundos multimercados com maior tempo de atuação no mercado apresentaram melhor rentabilidade média do que os fundos mais recentes, o que está em linha com H7.

Relativamente ao tamanho dos fundos, os maiores obtiveram melhor rentabilidade média do que os demais, o que está de acordo com os estudos de Lhabitant (2001), Castro e Minardi (2009) e Malaquias e Eid (2013), corroborando H2. Para as demais variáveis utilizadas como controle (experiência do gestor, taxa de administração e taxa de performance), a relação não foi estatisticamente significativa, o que não permitiu corroborar ou refutar H3, H4 e H6.

Resultados similares foram observados para efeitos fixos e aleatórios, em que a segunda-feira continuou apresentando rentabilidade estatisticamente menor do que cada um dos demais dias da semana, conforme pode ser verificado na Tabela 6.

Tabela 6

Resultado do Teste de Hipóteses, Comparando Efeitos Fixos e Efeitos Aleatórios

Variáveis	Dados Empilhados		Efeitos Fixos		Efeitos Aleatórios	
	Coef. Beta	Signif.	Coef. Beta	Signif.	Coef. Beta	Signif.
Segunda	-0,011237	0,000***	-0,011236	0,000***	-0,011235	0,000***
Crise	-0,018657	0,000***	-0,019643	0,000***	-0,019108	0,000***
Seg_Crise	-0,004372	0,000***	-0,004367	0,002***	-0,004368	0,002***
FICFI	0,002011	0,000***	omitida		0,001868	0,009***
Idade_Fundo	0,002696	0,000***	0,000886	0,999	0,004337	0,000***
Exper_Gestor	-0,000308	0,414	0,052328	0,651	-0,000208	0,714
Tx_Adm	0,000223	0,461	omitida		0,000209	0,557
Tx_Perf	-0,000060	0,913	omitida		-0,000131	0,879
Tamanho	0,002318	0,000***	-0,000541	0,999	0,002723	0,000***
Ibovespa	0,000660	0,000***	0,000654	0,000***	0,000656	0,000***
Constante	0,001247	0,814	-0,373519	0,999	-0,018780	0,005***

Nota. O teste de Chow, entre os modelos com dados empilhados e efeitos fixos, indicou que este último seria o mais adequado para o teste de hipóteses. Já o teste de Hausman, entre os modelos com efeitos fixos e efeitos aleatórios, indicou que o modelo de efeitos aleatórios se apresenta com melhores ajustes para o teste de hipóteses. Fonte: Elaborada pelos autores.

Além disso, os betas das variáveis **crise** e **interação de crise com segunda-feira** também foram negativos e significativos, assim como os resultados já obtidos para dados empilhados. No modelo de efeitos aleatórios, os sinais dos betas foram idênticos aos observados no modelo com dados empilhados, para todas as variáveis (exceção para a constante do modelo). Na busca pelo aumento da robustez dos resultados, foram incluídas variáveis *dummy* para ano no modelo de pesquisa, com o intuito de aglomerar os efeitos do fundo, pois os resíduos de um fundo podem estar correlacionados ao longo do tempo (Petersen, 2009). Os resultados das duas principais variáveis deste estudo foram robustos a esse procedimento, permanecendo com sinal negativo e estatisticamente significativo (variáveis Segunda e Seg_Crise). As variáveis Crise e Tamanho também continuaram com os mesmos sinais.

Como mais de 50% da amostra foi composta por fundos multimercados Multiestratégia, considerou-se adequado estimar novamente o modelo por categoria de fundos, buscando verificar se os resultados seriam persistentes entre as diferentes categorias de fundos de investimento, contribuição prática que nesta pesquisa se propôs a fazer. Os resultados evidenciaram que o efeito segunda-feira não ocorreu em todas as categorias de Fundos Multimercados.

O efeito segunda-feira se mostrou presente apenas nas categorias de Fundos Multimercados: Balanceados, Macro, Multiestratégia e Multigestor. Na categoria *long and short* neutro, o beta negativo para a segunda-feira foi observado apenas quando feita a sua combinação com períodos de crise. Ou seja, fora de períodos de crise, a rentabilidade média da segunda-feira dos fundos *long and short* neutro não foi estatisticamente diferente da rentabilidade dos demais dias da semana. Corroborando as considerações de Penna (2007), os fundos *long and short* (direcional) não foram significativamente impactados pelos períodos de restrições financeiras no mercado de capitais, ressaltando que eles podem ser uma alternativa de investimento em períodos de elevada incerteza. Uma possível explicação para esse fato é que, de acordo com Gomes e Cresto (2010), os fundos *long and short* possibilitam aos seus cotistas retornos positivos em relação ao mercado pelo fato de conseguirem trabalhar com posições previamente alocadas em diferentes tipos de estratégias.

Os fundos Multimercados Juros e Moedas podem não ter apresentado o efeito segunda-feira em razão de seus ativos estarem altamente relacionados às taxas de juros do mercado, bem como ao câmbio.

Assim, o rebalanceamento de suas carteiras pode ocorrer não em função dos efeitos psicológicos que influenciam os demais gestores na segunda-feira, mas de acordo com outras variáveis não consideradas neste estudo.

Os gestores dos fundos de capital protegido, por envolverem posições que visam proteger parcial ou totalmente o capital investido no fundo, podem até estar sujeitos aos efeitos psicológicos e não racionais que ocasionam menores rentabilidades na segunda-feira. Contudo, por trabalharem com posições que visam eliminar grandes perdas, esse efeito acaba sendo anulado. Essa compensação, todavia, pode não ser a melhor alternativa para os investidores, pois a rentabilidade média (e a mediana) desses fundos foi a menor entre todas as categorias (conforme Tabela 3).

Para explorar potenciais oportunidades de negociação com base na informação do dia da semana, é necessário que as cotas dos fundos apresentem liquidez. Assim, considerou-se como um indicador de liquidez o prazo que o fundo divulga ser necessário para reembolsar o cotista no caso de solicitação de resgate, informação esta disponível nos regulamentos de cada fundo. A amostra do estudo foi então classificada entre fundos cujo prazo de resgate é de D+0 e aqueles em que o prazo de resgate é superior a um dia. Os fundos cujo prazo de resgate é D+0, que seriam os fundos mais adequados para implementar estratégias de investimento baseadas nessas informações, apresentaram-se com resultados alinhados aos da amostra geral (ao nível de 5% de significância), exceto para o sinal observado na variável Taxa de Performance.

Discussão, Apontamentos Finais e Pesquisas Futuras

Com o objetivo de explorar o efeito segunda-feira no segmento de fundos de investimento, foi desenvolvido este trabalho, que contou com uma base de dados formada por 3.337 fundos multimercados (3.529.808 observações para retornos diários). Os resultados das regressões com dados em painel evidenciaram que a segunda-feira apresentou retornos médios estatisticamente menores do que os demais dias da semana, o que está em linha com os estudos (no mercado de ações) de Cross (1973), French (1980), Gibbons e Hess (1981), Lakonishok e Levi (1982), Keim e Stambaugh (1984), Reilly e Norton (2008) e Damodaran (2010). Contudo, embora se faça uma comparação com estudos anteriores que já abordaram o efeito segunda-feira, a diferenciação deste trabalho está no segmento em que a análise foi desenvolvida: fundos de investimento.

Uma explicação direta poderia ser a seguinte: se o efeito segunda-feira age sobre os mercados de ações e como os fundos de investimento contêm ações em suas carteiras, seria natural esperar que o efeito fosse refletido em suas cotas. Contudo as carteiras dos fundos multimercados, objeto de análise neste estudo, estão concentradas não apenas em investimentos no mercado de ações, mas aplicações em outros fatores de risco, como títulos públicos, câmbio, derivativos e até mesmo em cotas de fundos de investimento. Com isso, essa explicação, apesar de parecer lógica, não é suficiente para compreender o padrão encontrado.

Outras potenciais explicações para esse efeito no mercado de ações estão relacionadas com as más notícias publicadas nas sextas-feiras ou nos finais de semana (Damodaran, 1989, 2010) e também com o viés de assimetria de informação (Foster & Viswanathan, 1990), entre outros fatores, conforme discorrido no referencial teórico. Tais evidências, indiretamente, contrariam a moderna teoria de finanças e destinam a discussão para a Teoria de Finanças Comportamentais.

Ancorados nessa última teoria citada e com base nos resultados obtidos com este estudo, entende-se que, no segmento de fundos de investimento, há indícios de um forte viés comportamental, fazendo com que a Teoria sobre a Hipótese de Eficiência de Mercado não seja aderente nesse segmento. Harris e Raviv (1993) bem como Varian (1989) indicam que os investidores possuem diferentes crenças que influenciam suas tomadas de decisão; na amostra desta pesquisa, os gestores dos fundos parecem apresentar crenças similares que, quando colocadas em prática, afetam negativamente a rentabilidade de

suas carteiras, dessa forma, favorecendo os pressupostos de que os vieses comportamentais auxiliam na explicação da não racionalidade dos mercados financeiros em momentos específicos.

Com base no fato de que, nos finais de semana, são publicadas notícias que podem impactar negativamente o retorno das ações, os gestores podem ter aversão à perda. Esse receio de perder recursos pode fazer com que suas alocações antes de iniciar o fim de semana sejam não ótimas (ou não racionais), ocasionando retornos menores nas segundas-feiras. Pode ocorrer também de os gestores utilizarem, de maneira geral, as segundas-feiras para planejar os investimentos dos demais dias da semana, proporcionando retornos menores no início da semana (Lakonishok & Maberly, 1990; Miller, 1988).

A variável que se referiu à interação (multiplicação) da segunda-feira com períodos de crise também apresentou sinal negativo e estatisticamente significativo. Assim, em períodos de incerteza/crise, a aversão a perdas pode ser ainda maior do que nos outros períodos, talvez, pela exposição a um maior volume de notícias ruins (Dzielinski, 2011) ou maior sensibilidade a elas. A sobrecarga de informações (Lam *et al.*, 2011) em períodos de crise pode também contribuir para a obtenção de menores retornos na segunda-feira.

Merece destaque também o comentário de que o efeito calendário não foi persistente entre todas as categorias de fundos multimercados. Contudo essa ausência de persistência do efeito segunda-feira entre todas as categorias não indica que seus respectivos gestores não estejam sujeitos a vieses comportamentais em suas tomadas de decisão na alocação de ativos. No curso normal das atividades de gestão, os vieses comportamentais podem até implicar em decisões que desencadeariam retornos menores registrados na segunda-feira, entretanto a existência de posições assumidas com o objetivo de proteção, em média, pode proporcionar a anulação desse efeito. Por sua vez, quando se trabalha com posições *hedgeadas*, o objetivo não necessariamente é um maior ganho, mas sim obter uma rentabilidade previamente estabelecida, mitigando-se a sua volatilidade ao longo do tempo.

Espera-se que a discussão apresentada contribua com a construção de conhecimento na área de fundos de investimento no Brasil, por explorar um assunto que parece ainda não ter sido discutido nos trabalhos acadêmicos publicados nos principais periódicos (efeito segunda-feira em cotas de fundos de investimento). Os resultados auxiliam na compreensão de que, em razão de vieses comportamentais dos gestores dos fundos de investimento, a aplicação e aderência da moderna teoria de finanças podem ser comprometidas. Os estudos iniciais dos idealizadores das Finanças Comportamentais destacam que o grande objetivo dessa teoria é evidenciar que, mesmo que os agentes tentem agir racionalmente no mercado, eventualmente, eles são influenciados por fatores psicológicos e comportamentais em suas decisões.

É importante enfatizar algumas limitações deste estudo. Nesta pesquisa, desenvolveu-se o argumento de que, com base em informações sobre o dia da semana, pode-se assumir posições que permitam a obtenção de retornos extraordinários. Contudo questões tributárias podem mitigar ou até mesmo anular esse efeito, tendo em vista que as posições seriam assumidas em horizonte de curto prazo (uma semana, por exemplo). Estudos futuros podem levar em consideração os efeitos tributários decorrentes da implementação do efeito calendário no segmento de fundos de investimento.

Além disso, não foram considerados valores mínimos de investimento nos fundos para que as posições fossem assumidas. Esse fator pode fazer com que os resultados sejam válidos apenas para grandes investidores ou para investidores institucionais, por isso novos estudos sobre o assunto se fazem necessários. A medida de performance utilizada neste estudo, em linha com os demais que já foram desenvolvidos no mercado de ações, é representada pela rentabilidade média. Talvez isso possa representar uma limitação, pois não há ajustes ao risco assumido pelos fundos, fator esse que pode ser fundamental na formação de carteiras por parte dos investidores.

Em adição aos pontos elencados, para pesquisas futuras, recomendam-se estudos quantitativos com outros tipos de fundos de investimento, como os de ações e os de renda fixa. Como é esperado que os mercados reconheçam essas anomalias, reajam e voltem à condição natural de eficiência de mercado

(Fama, 1988), estudos futuros podem explorá-las para verificar se, com o decorrer do tempo, no mercado brasileiro, elas estão tendo seu efeito reduzido.

Sugere-se também a realização da análise de estilo baseada em retornos, com o objetivo de verificar potenciais relações dos retornos dos fundos com fatores de risco do mercado, o que pode auxiliar na explicação do efeito evidenciado no segmento de fundos multimercados. Para estudos qualitativos, recomendam-se entrevistas com gestores e cotistas de fundos de investimentos multimercados, com isso, buscando novas evidências sobre a anomalia de mercado explorada neste trabalho.

Referências

- Ackermann, C., McEnally, R., & Ravenscraft, D. (1999). The performance of hedge funds: risk, return, and incentives. *The Journal of Finance*, 54(3), 833-874. doi: 10.1111/0022-1082.00129
- Agarwal, V., & Naik, N. Y. (2000). Multi-period performance persistence analysis of hedge funds. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 35(3), 327-342. doi: 10.2307/2676207
- Agnew, J. R., & Szykman, L. R. (2005). Asset allocation and information overload: the influence of information display, asset choice, and investor experience. *The Journal of Behavioral Finance*, 6(2), 57–70. doi: 10.1207/s15427579jpfm0602_2
- Agrawal, A., & Tandon, K. (1994). Anomalies or illusions? Evidence from stock markets in eighteen countries. *Journal of International Money and Finance*, 13(1), 83–106. doi: 10.1016/0261-5606(94)90026-4
- Amin, G. S., & Kat, H. M. (2003). Hedge fund performance 1990-2000: do the money machines really add value? *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 38(2), 251-274. doi: 10.2307/4126750
- Baker, H. K., Rahman, A., & Saadi, S. (2008). The day of the week effect and conditional volatility: sensitivity of error distributional assumptions. *Review of Financial Economics*, 17(4), 280-295. doi: 10.1016/j.rfe.2007.09.003
- Barone, E. (1990). The Italian stock market efficiency and calendar anomalies. *Journal of Banking and Finance*, 14(2/3), 483–510. doi:10.1016/0378-4266(90)90061-6
- Bohl, M. T., Schuppli, M., & Siklos, P. L. (2010). Stock return seasonalities and investor structure: evidence from China's B-share markets. *China Economic Review*, 21(1), 190-201. doi: 10.2139/ssrn.1496338
- Brooks, C., & Kat, H. M. (2002). The statistical properties of hedge fund index returns and their implications for investors. *The Journal of Alternative Investments*, 5(2), 26-44. doi: 10.3905/jai.2002.319053
- Castro, B. R., & Minardi, A. M. A. F. (2009). Comparação do desempenho dos fundos de ações ativos e passivos. *Revista Brasileira de Finanças*, 7(2), 143-161.
- Costa, N. C. A., Jr. (1990). Sazonalidades do Ibovespa. *Revista de Administração de Empresas*, 30(3), 79-84. doi: 10.1590/S0034-75901990000300008
- Costa, N. C. A., Jr., & Lemgruber, E. F. (1993, setembro). O efeito fim-de-semana durante períodos de abertura e de fechamento das bolsas de valores. *Anais do Encontro Nacional da Associação Nacional de Pós-Graduação e Pesquisa em Administração*, Salvador, BA, Brasil, 17.

- Cross, F. (1973). The behavior of stock prices on fridays and mondays. *Financial Analysts Journal*, 29(6), 67–69. doi: 10.2469/faj.v29.n6.67
- Dalmácio, F. Z., Nossa, V., & Zanquetto, H., Filho (2007). Avaliação da relação entre a performance e a taxa de administração de fundos de ações ativos brasileiros. *Revista de Educação e Pesquisa em Contabilidade*, 1(3), 1-20.
- Damodaran, A. (1989). The weekend effect in information releases: a study of earnings and dividend announcements. *The Review of Financial Studies*, 2(4), 607–623. doi: 10.1093/rfs/2.4.607
- Damodaran, A. (2010). *Avaliação de investimentos: ferramentas e técnicas para determinação do valor de qualquer ativo* (4a ed.). Rio de Janeiro: Qualitymark.
- Dzielinski, M. (2011). News sensitivity and the cross-section of stock returns [Working Paper nº 1889030]. *Social Science Research Network*, Rochester, NY. Retrieved from http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1889030
- Fama, E. F. (1965). The behavior of stock market prices. *Journal of Business*, 38(1), 34-105.
- Fama, E. F. (1970). Efficient capital markets: a review of theory and empirical works. *The Journal of Finance*, 25(2), 383-417. doi: 10.1111/j.1540-6261.1970.tb00518.x
- Fama, E. F. (1991). Efficient capital markets: II. *The Journal of Finance*, 46(5), 1575–1617. doi: 10.1111/j.1540-6261.1991.tb04636.x
- Fama, E. F. (1998). Market efficiency, long-term returns, and behavioral finance. *The Journal of Financial Economics*, 49(3), 283-306. doi: 10.1016/S0304-405X(98)00026-9
- Foster, F. D., & Viswanathan, S. (1990). A theory of the intraday variations in volume, variance, and trading costs in securities markets. *The Review of Financial Studies*, 3(4), 593-624. doi: 10.1093/rfs/3.4.593
- French, K. R. (1980). Stock returns and the weekend effect. *Journal of Financial Economics*, 8(1), 55–69. doi: 10.1016/0304-405X(80)90021-5
- Gava, A. M. (1999). Mercado futuro brasileiro: distribuição estatística e eficiência das previsões do contrato futuro de DI. *Análise*, 10(1), 19-35.
- Gibbons, M. R., & Hess, P. (1981). Day of the week effects and asset returns. *Journal of Business*, 54(4), 579-596.
- Gomes, F. A. R., & Cresto, V. (2010). Avaliação do desempenho dos fundos long-short no Brasil. *Revista Brasileira de Finanças*, 8(4), 505-529.
- Harris, M., & Raviv, A. (1993). Differences of opinion make a horse race. *Review of Financial Studies*, 6(3), 473-506. doi: 10.1093/rfs/6.3.473
- Instrução CVM nº 409, de 18 de agosto de 2004.* (2004). Dispõe sobre a constituição, a administração, o funcionamento e a divulgação de informações dos fundos de investimento. Rio de Janeiro, RJ: Comissão de Valores Mobiliários.
- Instrução CVM nº 411, de 26 de novembro de 2004.* (2004). Altera a Instrução CVM nº 409, de 18 de agosto de 2004. Rio de Janeiro, RJ: Comissão de Valores Mobiliários.
- Instrução CVM nº 413, de 30 de dezembro de 2004.* (2004). Altera a Instrução CVM nº 409, de 18 de agosto de 2004. Rio de Janeiro, RJ: Comissão de Valores Mobiliários.
- Jaffe, J., & Westerfield, R. (1985). The week-end effect in common stock returns: the international evidence. *Journal of Finance*, 40(2), 433–454. doi: 10.1111/j.1540-6261.1985.tb04966.x

- Kahneman, D., & Tversky, A. (1979). Prospect theory: an analysis of decision under risk. *Econometrica*, 47(2), 263-292. doi: 10.2307/1914185
- Keim, D. B., & Stambaugh, F. (1984). A further investigation of weekend effects in stock returns. *Journal of Finance*, 39(3), 819–840. doi: 10.2307/2327945
- Kiyamaz, H., & Berument, H. (2003). The day of the week effect on stock market volatility and volume: international evidence. *Review of Financial Economics*, 12(4), 363–380. doi: 10.1016/S1058-3300(03)00038-7
- Lakonishok, J., & Levi, M. (1982). Weekend effect in stock return: a note. *Journal of Finance*, 37(3), 883–889. doi: 10.1111/j.1540-6261.1982.tb02231.x
- Lakonishok, J., & Maberly, E. (1990). The weekend effect: trading patterns of individual and institutional investors. *Journal of Finance*, 45(1), 231–243. doi: 10.1111/j.1540-6261.1990.tb05089.x
- Lam, C. F., DeRue, D. S., Karam, E. P., & Hollenbeck, J. R. (2011). The impact of feedback frequency on learning and task performance: challenging the more is better assumption. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 116(2), 217–228. doi: 10.1016/j.obhdp.2011.05.002
- Leal, R. P. C., & Sandoval, E. B. (1994, setembro). Anomalias nos mercados de ações de países em desenvolvimento. *Anais do Encontro Nacional da Associação Nacional de Pós-Graduação e Pesquisa em Administração*, Curitiba, PR, Brasil, 18.
- Lemgruber, E. F., Becker, J. L., & Chaves, T. B. S. (1988, setembro). O efeito fim de semana no comportamento dos retornos diários de índices de ações. *Anais do Encontro Nacional da Associação Nacional de Pós-Graduação e Pesquisa em Administração*, Natal, RN, Brasil, 12.
- Lhabitant, F.-S. (2001). On Swiss timing and selectivity: in the quest of alpha. *Financial Markets and Portfolio Management*, 15(2), 154-172. doi: 10.1007/s11408-001-0202-3
- Li, H., Zhang, X., & Zhao, R. (2011). Investing in talents: manager characteristics and hedge fund performances. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 46(1), 59-82. doi: 10.1017/S0022109010000748
- Liang, B. (1999). On the performance of hedge funds. *Financial Analyst Journal*, 55(4), 72–85. doi: 10.2469/faj.v55.n4.2287
- Lucey, B. M., & Tully, E. (2006). Seasonality, risk and return in daily COMEX gold and silver data 1982–2002. *Applied Financial Economics*, 16(4), 319–333. doi: 10.1080/09603100500386586
- Malaquias, R. F., & Eid, W., Jr. (2013). Eficiência de mercado e desempenho de fundos multimercados. *Revista Brasileira de Finanças*, 11(1), 119-142.
- Malaquias, R. F., & Eid, W., Jr. (2014). Fundos multimercados: desempenho, determinantes do desempenho e efeito moderador. *Revista de Administração Mackenzie*, 15(4), 135-163. doi: 10.1590/1678-69712014/administracao.v15n4p135-163
- Miller, E. M. (1988). Why a weekend effect? *Journal of Portfolio Management*, 14(4), 43-48. doi: 10.3905/jpm.1988.409174
- Nippani, S., & Pennathur, A. K. (2004). Day of the week effects in commercial paper yield rates. *Quarterly Review of Economics and Finance*, 44(4), 508–520. doi: 10.1016/j.qref.2003.11.003
- Penman, S. H. (1987). The distribution of earnings news over time and seasonalities in aggregate stock returns. *Journal of Financial Economics*, 18(2), 199–228. doi: 10.1016/0304-405X(87)90039-0

- Penna, A. L. A. (2007). *Uma análise da estratégia long-short e a neutralidade dos fundos long-short brasileiros em relação ao Ibovespa* (Dissertação de mestrado). Escola de Pós Graduação em Economia da Fundação Getúlio Vargas, Fundação Getúlio Vargas, Rio de Janeiro, RJ, Brasil.
- Petersen, M. A. (2009). Estimating standard errors in finance panel data sets: comparing approaches. *Review of Financial Studies*, 22(1), 435-480. doi: 10.1093/rfs/hhn053
- Reilly, F. K., & Norton, E. A. (2008). *Investimentos* (7a ed., A. Z. Sanvicente, Trad.). São Paulo: Cengage Learning.
- Riserio, G. S. (2014). *Desempenho dos hedge funds brasileiros* (Dissertação de mestrado). Escola de Administração de Empresas de São Paulo, São Paulo, SP, Brasil.
- Rochman, R. R., & Eid, W., Jr. (2006, setembro). Fundos de investimento ativos e passivos no Brasil: comparando e determinando os seus desempenhos. *Anais do Encontro Nacional da Associação Nacional de Pós-Graduação e Pesquisa em Administração*, Salvador, BA, Brasil, 30.
- Santana, V. F., & Trovati, L. M. (2014). Pessimismo nas segundas-feiras: uma análise do efeito dia da semana no mercado de capitais brasileiro em períodos de crise e de estabilidade. *Revista de Gestão, Finanças e Contabilidade*, 4(2), 38-53.
- Shawky, H. A., Dai, N., & Cumming, D. (2012). Diversification in the hedge fund industry. *Journal of Corporate Finance*, 18(1), 166–178. doi: 10.1016/j.jcorpfin.2011.11.006
- Shefrin, H. (2008). *A behavioral approach to asset pricing*. Burlington, MA: Elsevier Academic Press.
- Smirlock, M., & Starks, L. (1986). Day-of-the-week and intraday effects in stock returns. *Journal of Financial Economics*, 17(1), 197–210. doi: 10.1016/0304-405X(86)90011-5
- Varian, H. R. (1989). Differences of opinion in financial markets. In C. C. Stone (Ed.), *Financial risk: theory, evidence and implications* (Cap. 1, pp. 3-34). Norwell, MA: Kluwer Academic Publishers.
- Weber, M., & Camerer, C. F. (1998). The disposition effect in securities trading: an experimental analysis. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 33(2), 167-184. doi: 10.1016/S0167-2681(97)00089-9

Dados dos Autores

Rodrigo Fernandes Malaquias
Av. João Naves de Ávila, 2121, Bl. F, Sl. 1F215, 38400-902, Uberlândia, MG, Brasil. E-mail: rodrigofmalaquias@yahoo.com.br

Samuel de Paiva Naves Mamede
Av. João Naves de Ávila, 2121, Bl. F, Sl. 1F215, 38400-902, Uberlândia, MG, Brasil. E-mail: mamede12@hotmail.com