



São Paulo, 21 a 23 de Julho de 2014

**Novas Perspectivas
na Pesquisa Contábil**

O Efeito Dia da Semana no Segmento de Fundos Mutimercados

SAMUEL DE PAIVA NAVES MAMEDE
Universidade Federal de Uberlândia

RODRIGO FERNANDES MALAQUIAS
Universidade Federal de Uberlândia

O Efeito Dia da Semana no Segmento de Fundos Mutimercados

Resumo

O efeito dia da semana é caracterizado pela existência de um padrão de comportamento nos retornos das ações relacionado a determinados dias da semana. Trata-se de uma anomalia de mercado, dentro da teoria de Hipótese de Eficiência de Mercado. Encontram-se vários estudos sobre este tema publicados em congressos e periódicos, abordando especialmente o mercado de ações. Contudo, estudos sobre o assunto com retornos de fundos de investimentos não foram encontrados nos principais congressos e periódicos brasileiros, o que motivou a realização do presente estudo. Desta forma, o objetivo deste trabalho foi analisar o efeito dia da semana no segmento de fundos multimercados brasileiros. Foram coletados dados diários de 3.808 fundos multimercados, totalizando 3.936.392 observações no intervalo de 03 de Janeiro de 2005 a 31 de Dezembro de 2013. Por meio da análise de regressão múltipla, corroborada pela análise de regressão com dados em painel, os principais resultados evidenciaram que: i) em média, a segunda-feira apresentou retorno negativo e estatisticamente significativo em relação aos demais dias da semana; isto é, os retornos dos demais dias da semana foram estatisticamente superiores aos da segunda-feira; ii) a variável crise apresentou relação negativa e significativa com a performance dos fundos; e iii) a interação da variável crise com a *dummy* para segunda-feira indicou que dias de segunda-feira em períodos de crise apresentam retornos ainda menores que estes mesmos dias fora de períodos de crise. Entende-se que os resultados possam proporcionar contribuições para a consolidação das discussões sobre anomalias de mercado no Brasil, por apresentar evidências que até então não foram objeto de análise nos estudos anteriores consultados.

1 Introdução

O tema de fundos de investimento desperta estudos e pesquisas no âmbito internacional (Agarwal & Naik, 2000; Brooks & Kat, 2002; Amim & Kat, 2003) e nacional (Rochman & Eid Jr., 2006; Xavier, Montezano, & Oliveira, 2008; Giacomoni, 2010; Jordão & Moura, 2011; Malaquias & Eid Jr., 2013). Desta forma, a indústria de fundos de investimento, como é chamada pelos pesquisadores do segmento, vem mostrando um significativo crescimento ao longo dos últimos anos (Gomes & Cresto, 2010; Malaquias, 2012). Completando o raciocínio apresentado, “o desenvolvimento da indústria de Fundos de Investimento no Brasil deve crescer nos próximos anos em virtude do Brasil obter atenção de novos investidores no quesito potencial de crescimento x rentabilidade” (ANBIMA, 2014, p.21).

Para Lima, Lima e Pimentel (2012), os fundos de investimento caracterizam-se pela associação de recursos de pessoas físicas e jurídicas com o objetivo de atingir uma maior rentabilidade por meio da soma dos recursos aplicados, conquistando assim melhores taxas e preços. Dentro de fundos de investimento, um segmento que tem apresentado relevantes pesquisas no cenário nacional são os fundos multimercados; de acordo com Mellone Jr. (2006), tais fundos são classificados de acordo com sua alocação dos ativos e estratégias de investimento.

Ao se analisar a performance dos fundos de investimento, indiretamente, aborda-se também a teoria sobre a Hipótese de Eficiência de Mercado – HEM (Fama, 1970;1991). Entre os pressupostos desta teoria, está o de que os retornos dos títulos no mercado não apresentam padrão de comportamento que possa permitir a obtenção de ganhos extarodínários com base em informações disponíveis, sejam elas históricas/passadas, públicas ou privadas. Contudo, em estudos sobre a eficiência de mercado já foram detectados padrões constantes de comportamento de retornos de ativos, tratados como anomalias de mercado.

Estas anomalias, em especial o efeito calendário, foram evidenciadas inicialmente por Gibbons e Hess (1981) e ratificadas posteriormente por outros pesquisadores (Keim, 1983, 1989, Brav & Heaton; 2006). De acordo com Reilly e Norton (2008), o efeito fim de semana ou efeito segunda-feira, pode ser declarado como o retorno médio menor em relação aos demais dias da semana, isto é, o retorno da segunda-feira é significativamente negativo em relação os demais dias da semana positivos, sendo este efeito medido por meio do fechamento da sexta feira à abertura da segunda-feira.

Posto isto e contrariando a essência da eficiência de mercado, em específico na forma semi forte, as anomalias são evidenciadas e postulam ser incoerentes com a HME, pois existe uma significativa evidência entre o preço previsto e esperado de um ativo e o seu preço real (Carmona, 2009). Contudo, tais anomalias ainda não parecem ter sido exploradas no segmento de fundos de investimento, especialmente o efeito calendário, o que motivou a realização do presente trabalho. Diante do exposto, o objetivo geral deste estudo consiste em: **analisar o efeito dia da semana no segmento de fundos de investimento, especificamente no segmento de fundos multimercados.**

Os fundos multimercados são classificados por possuir políticas de investimentos que envolvem vários fatores de riscos (Lima *et al.*, 2012). De acordo com Assaf Neto e Lima (2013), os fundos multimercados podem combinar diversos ativos em sua carteira, como renda fixa e renda variável (ações), títulos cambiais, etc; e possuem forte atuação também no mercado de derivativos. Os autores asseveram também que o diferencial dos fundos multimercados é a sua agilidade, pois se altera a composição da carteira em detrimento com o melhor momento do mercado, destacando também a flexibilidade característica do gestor de fundo em apreciar a melhor opção de investimento.

É oportuno também mencionar que, ao longo do tempo, foi desenvolvida uma teoria, pressupondo que os investidores processam decisões de maneira não racional, o que

influenciaria diretamente no preço dos ativos (Barberis & Thaler, 2003). A esta teoria, denominou-se Teoria de Finanças Comportamentais, a qual afirma que as anomalias podem ser explicadas por vários traços psicológicos e comportamentais no processo de tomada de decisão do investidor (Kahneman & Tversky, 1974). Desta forma, os resultados obtidos com o estudo encontraram apoio na Teoria das Finanças Comportamentais para sua discussão e análise.

2 Referencial teórico

2.1 Hipótese de Mercado Eficiente

A grande diversidade de fundos de investimento concorrendo em um mercado de capitais e os preços das ações de mercado que estão sendo negociados deveriam refletir grande parte das informações, senão todas, disponíveis ao público (Elton *et al.*, 2012).

Na moderna teoria das finanças, isto conduz à hipótese dos mercados eficientes, segundo a qual os mercados financeiros são 'informacionalmente eficientes', uma vez que, tendo em vista as informações disponíveis quando se faz o investimento, não se podem obter, de forma consistente, retornos que ultrapassem os retornos médios do mercado em uma base ajustada ao risco (CVM, 2013).

Um dos grandes precursores do estudo de Eficiência de Mercado foi Fama (1970). De acordo com o autor, a HME diz respeito à informação, não apenas ao tipo que esta informação representa, mas também a qualidade e velocidade com que elas são disseminadas entre os investidores. Contudo, para um entendimento claro da eficiência de mercado, Fama (1970) a segmenta em três categorias, a saber: i) preços anteriores; ii) preços anteriores e todos os dados publicados no mercado; e iii) preços anteriores, dados públicos de mercado e informações privadas. Destaca-se ainda que Fama (1970) propõe que as três categorias juntas conseguem examinar o fluxo de informações no mercado por meio de três formas de HME: as formas fraca, semi-forte e a forte.

Em trabalhos posteriores (Fama, 1991, Fama & French, 1992), o autor revisa seus conceitos e reestrutura as formas de tratar a eficiência de mercado em outras nomenclaturas, quando reclassificou o teste de eficiência fraca como teste de previsão de retornos, o estudo da eficiência semi forte como estudo de eventos ou estudo de anúncios e por fim, o teste de eficiência forte, como testes de informação privada.

De acordo com Carmona (2009), a existência de uma eficiência de mercado implica na escolha entre fundos ativos e fundos passivos, ou seja, o aspecto do retorno e risco é fortalecido pela eficiência de mercado implicando que o retorno da carteira deve ser justo.

Todavia, contrariando a eficiência de mercado, em especial a forma semi-forte, os principais estudos no mercado acionário estão relacionados com a anomalia de mercado, que são evidências entre a diferença entre o preço previsto e esperado de um ativo e preço real (Carmona, 2009). Conforme observado por Olsen (1998), os defensores de Finanças Comportamentais reconhecem que o modelo da moderna teoria de finanças, sendo um dos pilares a HME, pode ser verdadeiro de acordo com limites específicos, mas ressaltam que este modelo é incompleto e derivado do comportamento humano para tomada de decisão, apresentando assim significativa influência de fatores psicológicos.

O pressuposto da Teoria de Finanças Comportamentais apresenta que os tomadores de decisão possuem comportamentos influenciados por âncoras psicológicas e humanas que direcionam a decisão para aspectos não racionais (Kahneman & Tversky, 1974). Estas âncoras, ora evidenciadas pela Teoria da Perspectiva (Neumann & Morgenstern, 1944), Memória Seletiva (Forer, 1949), Efeito Certeza (Denzau & North, 1994), Efeito Disposição (Kahneman & Tversky, 1979), Efeito Assimetria Informacional (Akerlof, Spence, & Stiglitz,

Novas Perspectivas na Pesquisa Contábil

2001), Vieses Sentimentais - otimismo e excesso de auto confiança (Benartzi & Thaler, 1995), Viés de Acúmulo de Informações Inúteis (Camerer, Loewenstein, & Weber, 1989), Insegurança no Mercado Financeiro (Ding, Charoenwong, & Seetoh, 2004), influenciam diretamente na tomada de decisão no mercado financeiro, promovendo assim investidores irracionais que provocam significativas variações nos preços em relação ao seu valor fundamental (Gilovich, Griffin, & Kahneman; 2002, Yoshinaga, Olivera, Silveira, & Barros, 2008).

Ressalta-se ainda que as anomalias foram aceitas por Fama (1997), todavia ele assevera que o mercado continuaria a ser eficiente pois este comportamento anômalo seria gradativamente compensado pela influência dos arbitradores no mercado, tornando o preço a voltar a patamares informacionais divulgado e conhecido por todos os participantes. Este comportamento anômalo ou anomalia de mercado é caracterizado nesta pesquisa, conforme observa Fama (1970), como Efeito Calendário, sendo este conceito discutido na próxima seção.

2.2 Efeito Calendário

Conforme aponta Lo (2007), a maior provocação referente à Eficiência de Mercado é a presença de anomalias, ou seja, um modelo estável em um retorno de ativo que possa ser confiável, significativamente conhecido e sem poder de explicação. O quesito modelo estável e o grau de confiança são destacados como previsíveis de acontecerem e o quesito de conhecido e sem poder de explicação refere-se ao fato de apenas de que os investidores podem tirar proveito para terem retornos anormais (Lo, 2007).

De acordo com Carvalho e Malaquias (2011), a anomalia calendário é apresentada sob a forma de dois modelos que são: efeito dia da semana e efeito calendário. Os autores asseveram que a anomalia de calendário é caracterizada como “retorno de ações apresentam padrões temporais tais como retornos mais altos ou mais baixos em determinado dia, semana, mês ou ano” (Carvalho & Malaquias, 2011, p. 161).

Neste contexto, os estudos no mercado acionário de Contador (1973 e 1975); Brito (1978); Errunza (1979); Muniz (1980); Gibbons e Hess (1981); Menezes (1981); Brito (1985); Harris (1986); Lemgruber, Beccker e Chaves (1988); Leal (1989); Amaral (1990); Leal e Amaral (1990); Leite e Sanvicente (1990); Maluf Filho (1991); Salles (1991); Leal e Sandoval (1994); Lemos e Costa Junior (1995); Schiehl (1996); Galdão e Famá (1998); Cordeiro, Perobelli e Arbex (1999); Bueno, Braga e Almeida (2000); Perobelli e Ness Junior (2000); Ceretta (2001); Procianoy e Antunes (2001); Vieira e Procianoy (2001) apresentaram resultados favoráveis e contrários à eficiência de mercado em relação à anomalia calendário.

As principais evidências desfavoráveis à HEM podem ser classificadas, conforme Fama e French (1992), Lemos e Costa Jr. (1995) e Bruni e Famá (1998) em Anomalias de Calendário. As principais Anomalias encontradas nos estudos dos autores mencionados anteriormente são: i) Janeiro (*The January Effect*): retornos de ações são significativamente maiores em janeiro do que nos outros meses do ano; ii) Mudança de Mês (*Turn of the Month Effect*): as ações apresentam retornos maiores no último e nos quatro primeiros dias do mês; iii) Dia da Semana (*Day of Week Effect*): o retorno proporcionado pelo investimento em ações é significativamente maior no início e no final da semana; e iv) Segunda-Feira (*The Monday Effect*): os retornos são menores nesses dias porque as firmas esperam o fechamento dos mercados na sexta-feira para divulgar más notícias.

Nota-se que esta anomalia da segunda-feira apresenta os retornos médios geralmente negativos ao contrário dos demais dias da semana. De acordo com Damodaran (2010, p. 146) “o efeito segunda-feira é realmente um efeito do final de semana, pois o grosso dos retornos negativos é manifestado nos retornos do fechamento da sexta-feira e da abertura da segunda-

Novas Perspectivas na Pesquisa Contábil

feira.” A explicação deste fenômeno, demonstra que os retornos do dia da segunda-feira não são a causa específica para o retorno médio negativo que é gerado no próprio dia. Uma segunda explicação para o retorno médio negativo na segunda-feira é que as empresas de menor porte possuem uma tendência negativa em relação às empresas de maior porte. Por último, o efeito segunda-feira tende a ter um retorno negativo quando seu final de semana é de 2 dias e não de 3, conforme destaca Damodaran (2010).

Desta forma, os estudos de Damodaran (2010) foram evidenciados também nas pesquisas de Brealey e Myers (2005), os quais apresentam que os retornos parecem ser mais altos em janeiro do que nos outros meses, produzem retornos negativos nas segundas feiras em relação ao demais dias da semana e concluem que a maior parte dos retornos que acontecem no dia acontece no início e no final do dia. Os estudos de Keim (1989) evidenciaram também que os preços de fechamento da sexta feira são os preços de oferta de venda e os preços da segunda-feira são de compra, ou seja, os preços de segunda-feira são menores do que o de sexta feira.

Nestes termos, conforme assevera Carmona (2009), há uma tendência a retorno negativo na segunda-feira e positivo nos demais dias, ou seja, existem mercados em que o efeito negativo é deslocado para a terça feira. O autor assevera ainda que isso se deve ao efeito das empresas, por exemplo, esperarem o fechamento dos mercados na sexta feira para então divulgarem as más notícias.

3 Aspectos metodológicos

Com o objetivo de analisar o efeito dia da semana no segmento de fundos de investimento, especificamente no segmento de fundos multimercados, foi necessário o acesso às seguintes informações: i) rentabilidade / retorno dos fundos; ii) dias da semana relacionados aos retornos; e iii) variáveis de controle já documentadas por estudos anteriores. Para tanto, a coleta de dados dos fundos participantes da amostra foi extraída diretamente do SI-ANBIMA (Sistema de Informações ANBIMA) e por meio da consulta ao banco de dados da CVM – Comissão de Valores Mobiliários.

O período de análise envolveu as datas de 03 de Janeiro de 2005 a 31 de Dezembro de 2013, dentro do qual foram identificados 13.178 fundos cadastrados na CVM. A justificativa para a seleção deste período de análise acima se baseia em utilizar o período após a harmonização do conteúdo divulgado pelos fundos de investimento ocorridas no ano de 2004 (Instruções CVM n. 409, 411 e 413 de 2004).

Após o recorte apenas para fundos multimercados, a amostra foi reduzida para 8.167 fundos. Todavia, como pressuposto da análise, os fundos devem ser abertos, isto é, os cotistas podem solicitar o resgate de suas cotas a qualquer tempo, bem como fazer novos ingressos. Sendo assim, a quantidade da amostra apresentou 6.095 fundos abertos. Posteriormente, para efeito da análise da pesquisa, além dos fundos serem multimercados e abertos, eles devem possuir a característica de não exclusivos, ou seja, fundos constituídos para receber aplicações de novos cotistas. Nestes termos, a quantidade de fundos apresentada foi de 4.600 fundos. Neste ponto, torna-se importante mencionar que, como variáveis de controle, nesta pesquisa foram inseridas as seguintes:

i) patrimônio líquido, representando o tamanho dos fundos, com o argumento de que fundos maiores tendem a apresentar melhores indicadores de rentabilidade (Bodie, Kane, & Marcus, 2010; Elton *et al.*, 2012). Mensuração: Logaritmo Neperiano do Patrimônio Líquido do fundo;

ii) liquidez, indicando se o pagamento dos resgates do fundo ocorre no período “D+0” ou se ocorre em outros períodos (Getmansky, Lo, & Makarov, 2004). Mensuração: variável *dummy*, assumindo valor 1 para fundos “D+0” e valor 0 para os demais;

Novas Perspectivas na Pesquisa Contábil

iii) taxa de administração: valor da taxa máxima de administração cobrada pelo fundo que, quanto maior, pode acabar corroendo a rentabilidade bruta alcançada pelos gestores (Agarwal & Naik, 2000, Bodie *et al.*, 2010). Mensuração: taxa de administração anual divulgada pelos fundos;

iv) taxa de performance: como um indicador de incentivo à gestão (Boyson, 2003; Agarwal & Naik, 2005). Mensuração: variável *dummy*, assumindo valor 1 para fundos que cobram taxa de performance e 0 para os demais;

v) FICFI - fundo de investimento em cotas de fundos de investimentos: tais fundos estão sujeitos a uma dupla estrutura de taxas, o que pode acabar impactando negativamente a sua rentabilidade (Amin & Kat, 2003; Malaquias, 2012). Mensuração: variável *dummy*, assumindo valor 1 para fundos que são FICFI e 0 para os demais;

vi) idade do fundo: indicando o tempo de existência do fundo no mercado (Leusin, 2006, Guarana, 2012). Mensuração: Logaritmo Neperiano da quantidade de dias desde que o fundo foi aberto até a data de 31/12/2013.

vii) experiência do gestor: variável que indica o tempo de cadastro do gestor do fundo na CVM, servindo como uma *proxy* para a experiência do gestor no segmento (Boyson, 2003, Li, Zhang, & Zhao; 2011). Mensuração: Logaritmo Neperiano da quantidade de dias desde o cadastro do gestor na CVM até a data de 31/12/2013.

viii) crise: variável que representa períodos de crise/restrições financeiras no mercado (Malaquias, 2012). Foram admitidos os seguintes cortes para representar o controle por períodos de restrições financeiras/crise: i) Janeiro de 2005 a Dezembro de 2007: período antes da crise, no qual a variável *dummy* crise recebeu o valor 0; Janeiro de 2008 a Dezembro de 2013: período exposto à crise/restrições financeiras, no qual a variável *dummy* crise recebeu o valor 1. Como métricas para a seleção deste intervalo, foram utilizadas os seguintes pressupostos: a) pontuação acumulada do IBOVESPA; b) comportamento histórico da captação líquida dos fundos de investimentos no período; c) informação de mercado, disponíveis no Jornal Valor Econômico; e d) consulta a estudos anteriores, como, por exemplo, a pesquisa de Malaquias (2012).

Após a realização de um novo filtro de pesquisa, apenas 3.808 fundos multimercados apresentaram dados completos para todas as variáveis de controle apontadas, o que resultou em 3.936.392 observações diárias. A base de dados foi construída e quantitativamente tratada no software STATA.

Os principais procedimentos de análise quantitativa aplicados foram: i) análise de regressão múltipla (dados empilhados); ii) análise de regressão com dados em painel (efeitos fixos e efeitos aleatórios); iii) teste de Hausman; iv) teste de Shapiro-Wilk, para avaliar a normalidade dos retornos; e v) procedimento *winsorize*, para tratar os extreme outliers que estiverem presentes na variável dependente. A rentabilidade dos fundos foi calculada com base na fórmula do retorno simples, dividindo-se a cota de t pela cota de t-1, subtraindo-se 1 do resultado.

4 Resultados

4.1 Análise descritiva

Inicialmente foi calculada a estatística descritiva para a variável dependente do estudo: rentabilidade diária. Foi realizado o teste de Shapiro-Wilk, para verificar se a referida variável apresentava distribuição de retornos próxima da distribuição normal. O resultado do teste indicou que a distribuição dos retornos se mostrou diferente da distribuição normal. Aplicou-se o procedimento de *winsorize*, que permite aproximar os *extreme outliers* da média da distribuição. O valor considerado para o procedimento foi de 0,001 (ou seja: 0,1%). A nova distribuição de retornos mostrou melhores ajustes no teste de normalidade do que a variável

Novas Perspectivas na Pesquisa Contábil

original, razão que justificou a escolha da variável após o procedimento *winsorize* para o tratamento quantitativo neste estudo. A Tabela 1 evidencia a estatística descritiva, segregada por diferentes dias da semana.

Tabela 1:

Rentabilidade diária, por dia da semana, após o procedimento de *winsorize*

Dia_semana	nº observ.	Média	Desv. Pad.	Mín.	Máx.
Seg.	792.762	0,0295	0,3698	-4,3543	4,3457
Ter.	779.933	0,0388	0,3580	-4,3543	4,3457
Qua.	796.807	0,0402	0,3623	-4,3543	4,3457
Qui.	784.597	0,0487	0,3720	-4,3543	4,3457
Sex.	782.293	0,0489	0,3527	-4,3543	4,3457
Total	3.936.392	0,0412	0,3631	-4,3543	4,3457

Os resultados da Tabela 1 apontam indícios de que, na segunda-feira e sem o controle pelas demais variáveis, os retornos são menores que os demais dias da semana. Para complementar esta estatística descritiva, foi elaborada a Tabela 2, a seguir, com a segregação por sub-categoria da ANBID, enquanto que a Tabela 3 se ocupa da estatística descritiva das demais variáveis do estudo.

Tabela 2:

Rentabilidade diária, por sub-categoria de classificação, após o procedimento de *winsorize*

Sub-Categoria	nº observ.	Média	Desv. Pad.	Mín.	Máx.
Balanceados	40.043	0,0395	0,2967	-0,9993	0,9999
Capital Protegido	25.542	0,0197	0,3963	-4,3543	4,3457
Estratégia Específica	80.529	0,0396	0,6032	-4,3543	4,3457
Juros e Moedas	154.293	0,0418	0,1839	-4,3543	4,3457
Long and Short Direcional	53.966	0,0548	0,4510	-4,3543	4,3457
Long and Short Neutro	72.997	0,0449	0,2218	-2,2135	3,6758
Macro	262.061	0,0430	0,6840	-4,3543	4,3457
Multiestratégia	2.022.915	0,0408	0,3946	-4,3543	4,3457
Multigestor	937.698	0,0436	0,1327	-0,9999	0,9999
Trading	18.883	0,0408	0,2157	-0,9993	0,9974

Tabela 3:

Estatística descritiva das variáveis do estudo

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
wrent	3.936.392	0,0412	0,3631	-4,3543	4,3457
ficfi	3.936.392	0,5767	0,4941	0,0000	1,0000
idade_fundo	3.936.392	7,7314	0,6433	4,8203	9,1342
exp_gestor	3.936.392	8,3549	0,6173	5,1120	9,0987
tx_adm	3.936.392	0,8875	1,0592	0,0000	6,5000
tx_perf	3.936.392	0,2713	0,4447	0,0000	1,0000
pl	3.936.392	17,2083	1,6050	6,9078	24,4261
crise	3.936.392	0,8621	0,3447	0,0000	1,0000

Notas: wrent: rentabilidade diária dos fundos, após procedimento de *winsorize*; 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 de 31/12/2013; exp_gestor: variável que representa uma *proxy* para a experiência dos gestores, medida pelo logaritmo neperiano do número de dias desde o cadastro do gestor na CVM até 31/12/2013; tx_adm: variável que representa a 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; pl: logaritmo neperiano do patrimônio líquido do fundo, como uma *proxy* para representar o seu tamanho; crise: variável *dummy* para representar

períodos de crise/restrições financeiras, assumindo valor 1 para o período 01/01/2008 a 31/12/2013 e valor 0 para os demais períodos.

A Tabela 2 evidencia que a rentabilidade não é uniforme entre as sub-categorias, valendo-se o destaque para a sub-categoria Capital Protegido, cuja rentabilidade média foi a menor apresentada, embora seu desvio padrão não tenha sido o menor. Com a análise da Tabela 3 é possível constatar que a maioria dos fundos pertencentes à amostra não cobra taxa de performance e a taxa média de administração cobrada é menor que 1% ao ano.

4.2 Análise da relação entre a rentabilidade e os diferentes dias da semana

A análise da relação entre as variáveis foi iniciada com a inclusão, no modelo, da variável *dummy* para segunda-feira contra os demais dias da semana, conforme Figura 1.

Linear regression						Number of obs = 3936392 F(1, 3936390) = 997.09 Prob > F = 0.0000 R-squared = 0.0003 Root MSE = .36307	
wrent	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]		
seg	-.0146097	.0004627	-31.58	0.000	-.0155165	-.0137028	
_cons	.0441559	.0002038	216.66	0.000	.0437565	.0445554	

Figura 1: Análise da relação entre a segunda-feira e a rentabilidade dos fundos

Notas: seg: variável *dummy*, assumindo o valor 1 para a segunda-feira e o valor 0 para os demais dias da semana; variável dependente: rentabilidade diária.

As estatísticas disponíveis na Figura 1 evidenciam que, em média, a rentabilidade da segunda-feira é estatisticamente menor que a dos demais dias da semana. No mercado acionário, os mesmos resultados foram obtidos por Gibbons e Hess (1981); Keim (1983, 1989); Brav e Heaton (2006) e Carmona (2009). Ou seja, houve evidências do efeito segunda-feira para a amostra do estudo. A Figura 2 permite a comparação da segunda-feira com os demais dias da semana.

Linear regression						Number of obs = 3936392 F(4, 3936387) = 379.78 Prob > F = 0.0000 R-squared = 0.0004 Root MSE = .36305	
wrent	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]		
ter	.0092765	.0005804	15.98	0.000	.008139	.010414	
qua	.0106925	.0005807	18.41	0.000	.0095543	.0118308	
qui	.0191625	.0005907	32.44	0.000	.0180047	.0203202	
sex	.0193503	.0005758	33.61	0.000	.0182219	.0204788	
_cons	.0295463	.0004154	71.13	0.000	.0287322	.0303604	

Figura 2: Análise da relação entre os dias da semana e a rentabilidade dos fundos

Notas: ter, qua, qui e sex: variáveis *dummy*, assumindo o valor 1 para o respectivo dia da semana e o valor 0 para os demais dias; foi omitida no modelo a variável seg (segunda-feira), com o propósito de se permitir a comparação com os demais dias da semana; variável dependente: rentabilidade diária.

Novas Perspectivas na Pesquisa Contábil

Corroborando os resultados da Figura 1, a Figura 2 evidencia que a segunda-feira foi o dia da semana com o menor retorno médio, pois todos os coeficientes beta para os demais dias da semana (terça, quarta, quinta e sexta) foram positivos e estatisticamente significativos. Pela característica de se inserir cinco variáveis *dummy* na análise de regressão, automaticamente são reportados os resultados para apenas quatro delas; a variável que se escolheu para ficar omitida foi a segunda-feira, o que permitiu sua comparação com os outros dias. Com o intuito de avaliar a robustez dos resultados, foram incluídas variáveis de controle na regressão, sendo os resultados reportados na Figura 3. Estas variáveis de controle foram identificadas em estudos anteriores já realizados para fundos de investimento, citados na seção de metodologia deste estudo.

Linear regression						Number of obs = 3936392	
						F(11, 3936380) = 358.00	
						Prob > F = 0.0000	
						R-squared = 0.0010	
						Root MSE = .36294	
wrent	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]		
ter	.0092516	.0005803	15.94	0.000	.0081143	.010389	
qua	.0106504	.0005806	18.34	0.000	.0095124	.0117884	
qui	.0191833	.0005906	32.48	0.000	.0180258	.0203408	
sex	.0193536	.0005756	33.63	0.000	.0182255	.0204817	
crise	-.0199943	.0004895	-40.85	0.000	-.0209538	-.0190349	
ficfi	.0020016	.0004085	4.90	0.000	.001201	.0028021	
idade_fundo	.003077	.0003076	10.00	0.000	.0024741	.0036799	
exp_gestor	-.0001574	.0003432	-0.46	0.647	-.00083	.0005152	
tx_adm	.0001016	.0002743	0.37	0.711	-.000436	.0006393	
tx_perf	-.0003453	.0004974	-0.69	0.488	-.0013203	.0006296	
pl	.0023362	.0001476	15.82	0.000	.0020469	.0026256	
_cons	-.0170352	.0045021	-3.78	0.000	-.0258591	-.0082113	

Figura 3: Análise da relação entre os dias da semana e a rentabilidade dos fundos, com controle para outras variáveis

Notas: ter, qua, qui e sex: variáveis *dummy*, assumindo o valor 1 para o respectivo dia da semana e o valor 0 para os demais dias; foi omitida no modelo a variável seg (segunda-feira), com o propósito de se permitir a comparação com os demais dias da semana. 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 de 31/12/2013; exp_gestor: variável que representa uma *proxy* para a experiência dos gestores, medida pelo logaritmo neperiano do número de dias desde o cadastro do gestor na CVM até 31/12/2013; tx_adm: variável que representa a 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; pl: logaritmo neperiano do patrimônio líquido do fundo, como uma *proxy* para representar o seu tamanho; crise: variável *dummy* para representar períodos de crise/restrições financeiras, assumindo valor 1 para o período 01/01/2008 a 31/12/2013 e valor 0 para os demais períodos; variável dependente: rentabilidade diária.

Após a consideração na análise de regressão das variáveis de controle, os resultados para a rentabilidade dos dias da semana superiores à rentabilidade da segunda-feira permaneceram. Ainda houve a elaboração de uma nova tabela, realizando-se a interação da variável segunda-feira com a variável crise, seguindo-se o argumento disponível em Malaquias e Eid Jr. (2012), de que períodos de crise moderam a relação entre variáveis determinantes da performance e a performance dos fundos. Para a referida interação (Gujarati, 2011), foi realizada a multiplicação da variável segunda-feira pela *dummy* de crise. As estatísticas foram novamente estimadas e os resultados estão disponíveis na Figura 4 (a estatística VIF média ficou abaixo de 4,0).

Linear regression		Number of obs = 3936392 F(12, 3936379) = 328.17 Prob > F = 0.0000 R-squared = 0.0010 Root MSE = .36294				
wrent	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
ter	.0056718	.0010709	5.30	0.000	.003573	.0077707
qua	.0070706	.0010741	6.58	0.000	.0049654	.0091758
qui	.0156015	.0010807	14.44	0.000	.0134833	.0177197
sex	.0157724	.001071	14.73	0.000	.0136734	.0178715
crise	-.0191561	.0005458	-35.10	0.000	-.0202259	-.0180863
seg_cs	-.0041546	.0011362	-3.66	0.000	-.0063816	-.0019277
ficfi	.0020015	.0004085	4.90	0.000	.001201	.0028021
idade_fundo	.003076	.0003076	10.00	0.000	.0024731	.0036789
exp_gestor	-.0001576	.0003432	-0.46	0.646	-.0008302	.000515
tx_adm	.0001016	.0002743	0.37	0.711	-.0004361	.0006393
tx_perf	-.0003452	.0004974	-0.69	0.488	-.0013201	.0006297
p1	.0023363	.0001476	15.82	0.000	.0020469	.0026257
_cons	-.014169	.0045607	-3.11	0.002	-.0231077	-.0052303

Figura 4: Análise da relação entre os dias da semana e a rentabilidade dos fundos, com controle para outras variáveis e interação das variáveis independentes com a crise

Notas: seg_cs: variável resultante da multiplicação das variáveis: seg e crise. A descrição das variáveis é equivalente à disponível na Figura 3.

Os resultados foram robustos também para as análises de regressão com dados em painel, o que envolveu apenas as variáveis dia da semana, crise e interação do dia da semana com a crise. Foram estimados os modelos com efeitos fixos e efeitos aleatórios. O teste de Hausman indicou a utilização de efeitos fixos. Apesar desta indicação, os sinais dos betas para todas as variáveis do modelo foram os mesmos, o que garante maior robustez ao estudo realizado, pois se mostraram alinhados com os já observados nas análises de regressão anteriores reportadas neste trabalho.

Por fim, os fundos foram segregados entre aqueles cujo prazo de resgate é “D+0”, ou seja, eles fazem o pagamento do resgate no dia da solicitação. Foi então criada uma variável *dummy*, assumindo valor 1 para fundos “D+0” e 0 para os demais. Foi realizada uma análise de regressão para cada grupo, sendo que os resultados não evidenciaram diferenças nos sinais e nível de significância entre os coeficientes para os dias da semana, inclusive para a interação da segunda-feira com a crise.

5 Considerações finais

O objetivo principal deste artigo foi analisar o efeito dia da semana no segmento de fundos de investimento, especificamente no segmento de fundos multimercados. Desta forma, investigou-se se os fundos multimercados evidenciam um padrão de comportamento em diferentes dias da semana, o que pode permitir aos investidores obter retornos extraordinários. Com dados diários de 3.808 fundos multimercados (3.936.392 observações diárias), no intervalo de 03 de Janeiro de 2005 a 31 de Dezembro de 2013, foram destacados os seguintes resultados: i) em média, a segunda-feira foi o dia da semana com o menor retorno em relação aos demais dias da semana; ii) a variável de controle crise comportou-se de forma negativa em relação à rentabilidade; e iii) a interação entre a variável crise e o dia da semana segunda-feira apresentou um beta negativo, indicando que as segundas-feiras, em períodos de crise, apresentam retornos ainda menores que estes mesmos dias fora de períodos de restrições

Novas Perspectivas na Pesquisa Contábil

financeiras. Estas ocorrências não estão em conformidade com a HME na sua forma semi forte, ratificando assim os estudos também evidenciados por Fama e French (1992), Lemos e Costa Jr. (1995) e Bruni e Famá (1998).

Apresentados os resultados descritos no parágrafo anterior, destaca-se que o comportamento da segunda-feira, ora evidenciado na segunda-feira em fundos de investimentos – segmento multimercados – assemelha-se com o comportamento do mercado acionário destacado por Gibbons e Hess (1981), Keim (1983, 1989), Brav e Heaton (2006), Reilly e Norton (2008), Carmona (2009), Damodaran (2010). Esta anomalia, descrita por efeito fim de semana, pode indicar um comportamento com significativo viés da Teoria de Finanças Comportamentais e contrário à Teoria de Eficiência de Mercado.

O fato do valor da cota na segunda-feira ser menor que o valor dos demais dias da semana pode até sinalizar um forte viés comportamental nos gestores dos fundos. Estes gestores poderiam estar se desfazendo de posições na sexta-feira, com receio de notícias potencialmente divulgadas no fim de semana, e realizando novas aplicações na segunda-feira. Esta ação pode não necessariamente garantir o melhor retorno aos cotistas, mas pode estar alinhada com os sentimentos dos gestores de manterem-se no emprego ou até mesmo de manterem sua reputação no mercado. Sugere-se estender esta discussão em estudos futuros.

Além disso, recomenda-se para novas pesquisas a análise do efeito dia da semana em fundos de ações, bem como sugere-se a realização de pesquisas qualitativas, envolvendo entrevistas com gestores de fundos e cotistas, buscando maiores informações sobre o efeito encontrado.

Referências

ANBIMA - Associação Brasileira das Entidades dos Mercados Financeiro e de Capitais (2014). *Indústria de Fundos de Investimento*. Abril, 2014. Disponível em: <<http://www.anbima.com.br/>>. Acesso em 10 de fevereiro de 2014.

Agarwal, V.; & Naik, N. Y. (2000). Multi-Period Performance Persistence Analysis of Hedge Funds. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, v. 35, n. 3, p. 327-342.

Agarwal, V.; & Naik, N. Y. (2005). Hedge Funds. *Foundations and Trends in Finance*, Vol. 1, No. 2. Available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=1629319>

Akerlof, G.; Spence, M.; & Stiglitz, J. (2001). Analysis of quality uncertainty due to information asymmetry. *Journal of Quality and Reliability Management*.

Amaral, H. F. La dynamique et l'efficience des marchés financiers brésiliens. Dissertação (Diplôme D'Etudes Approfondies en Sciences de Gestion) – *Institut D'Administration des entreprises*. Toulouse: Université des Sciences Sociales de Toulouse I, 1990.

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*, v.38, n.2, p.251-274.

Assaf Neto, A. (2003). *Mercado financeiro*. 5. ed. São Paulo: Atlas.

Barberis, N.C.; & Thaler, R. H. (2003). A Survey of Behavioral Finance. In: Constantinides, G. M; Harris, M., Stulz, R. M. *Handbooks of the Economics of Finance: Financial Markets and Asset Pricing*. Elsevier North Holland, vol. 1, pp. 1053 – 1128.

Novas Perspectivas na Pesquisa Contábil

- Benartzi, S.; & Thaler, R. (1995). Myopic loss aversion and the equity premium puzzle. *Quarterly Journal of Economics*.
- Bodie, Z.; Kane, A.; & Marcus, A. J. (2010). *Investimentos*. 8. ed. Trad.: Suely S. M. Cuccio. Porto Alegre: AMGH.
- Boyson, N. M. (2003) *Why do Experienced Hedge Fund Managers Have Lower Returns?* Version: November 3. Disponível em: <<http://www.ssrn.com/>>. Acesso em 10 de janeiro de 2014.
- Brav, A.; & Heaton, J. B. (2006). Testing behavioral theories of undervaluation and overvaluation. *Kellogg School of Management*. Disponível em <http://www.kellogg.northwestern.edu>. Acesso em: 20 Nov. 2006.
- Brealey, R. A.; & Myers, S. C. (2005). *Financiamento e Gestão de Risco*. 5.ed. São Paulo: Bookman.
- Brito, N. R. O. (1978). Eficiência informacional fraca de mercados de capitais sob condições de inflação. *Revista Brasileira do Mercado de Capitais*, Rio de Janeiro, v. 4, n. 10, p. 63-85, jan.-abr.
- Brito, N. R. O. (1985). A eficiência informacional fraca no mercado à vista da BVRJ no período 1980/1984. *Relatório Técnico n. 78*. Rio de Janeiro: COPPEAD/UFRJ.
- Brooks, C.; & Kat, H. M. (2002). *The Statistical Properties of Hedge Fund Index Returns and Their Implications for Investors*. Version: October 31. Disponível em: <<http://www.ssrn.com/>>. Acesso em 01 de junho de 2011.
- Bruni, A. L.; & Famá, R. Eficiência, previsibilidade dos preços e anomalias em mercados de capitais: teoria e evidências. *Caderno de Pesquisas em Administração*, São Paulo: PPGA/FEA/USP, v. 1, n. 7, p. 71-85, 2º trim. 1998.
- Bueno, A. F.; Braga, R. F. R.; & Almeida, R. J. (2000). Pesquisa sobre a eficiência informacional no mercado brasileiro nos casos de fusões e aquisições. XXIV ENANPAD, *Anais...* Florianópolis: ANPAD, set, 12 p
- Camerer, C.; Loewenstein, G.; & Weber, M. (1989). The curse of knowledge in economic settings: an experimental analysis. *The Journal of Political Economy*.
- Carmona, C. U. M. (2009). *Finanças Corporativas e Mercado*. São Paulo: Atlas.
- Carvalho, L. F.; & Malaquias, R. F. (2011). Anomalia de mercado: teste com ações de empresas que compõem IGC no período de 2003-3007. In: Ávila, L.A.C; Medeiros, C. R. O. *Administração, teoria, prática e pesquisa*. Uberlândia: EDUFU.
- Ceretta, P. S. (2001). Comportamento das variações de preço nos mercados de ações da América Latina. XXV ENANPAD, 25º, *Anais...* Campinas: ANPAD, set, 15 p.
- Contador, C. R. (1973). A hipótese do mercado eficiente e a rentabilidade de ações no Brasil. *Revista da ABAMEC*, Rio de Janeiro: ABAMEC, v. 7, n. 1, jul.

Novas Perspectivas na Pesquisa Contábil

Contador, C. R. (1975). Uma análise espectral dos movimentos da Bolsa de Valores do Rio de Janeiro. *Revista Brasileira de Mercado de Capitais*, Rio de Janeiro: Instituto Brasileiro de Mercado de Capitais, v. 1, n. 1, jan./abr.

Cordeiro, F. F.; Perobelli, F. S.; & Arbex, M. A. (1999). Expectativas racionais e eficiência informacional: análise do mercado acionário brasileiro num cenário de regras no período 1997-1999. XXIII ENANPAD, 23º, *Anais...* Foz do Iguaçu: ANPAD, set, 15 p.

CVM – Comissão de Valores Mobiliários. *Instrução CVM nº 409*, de 18 de Agosto de 2004. Dispõe sobre a constituição, a administração, o funcionamento e a divulgação de informações dos fundos de investimento. Disponível em: <www.cvm.gov.br>. Acesso em 08 de janeiro de 2014.

CVM – Comissão de Valores Mobiliários. *Instrução CVM nº 411*, de 26 de Novembro de 2004. Altera a Instrução CVM nº 409, de 18 de Agosto de 2004. Disponível em: <www.cvm.gov.br>. Acesso em 08 de janeiro de 2014.

CVM – Comissão de Valores Mobiliários. *Instrução CVM nº 413*, de 30 de Dezembro de 2004. Altera a Instrução CVM nº 409, de 18 de Agosto de 2004. Disponível em: <www.cvm.gov.br>. Acesso em 08 de janeiro de 2014.

Denzau, A.; & North, D. (1994). Shared Mental models: ideologies and institutions. *Blackwell*, vol. 47, p. 3-31.

Ding, D.; Charoenwong, C.; & Seetoh, R. (2004). Prospect theory, analyst forecast and stock returns. *Journal of Multinacional Financial Management*.

Damodaran, A. (2002). *Avaliação de Investimentos: ferramentas e técnicas para determinação do valor de qualquer ativo*. Rio de Janeiro: Qualitymark.

Elton, E. J.; Gruber, M. J.; Brown, S. J.; & Goetzmann, W.N. (2012). *Moderna Teoria de Carteiras e Análise de Investimentos*. 8. ed. Rio de Janeiro: Elsevier.

Errunza, V. R. (1979). Efficiency and the programs to develop capital markets: the Brazilian experience. *Journal of Banking and Finance*, Amsterdam: North-Holland, v. 3, n. 4, p. 355-382.

Fama, E. F. (1970). Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Works. *The Journal of Finance*, v.25, n.2, p.383-417.

Fama, E. F. (1991). Efficient Capital Markets: II. *The Journal of Finance*, v.46, n.5.

Fama, E. F.; & French, K. R. (1992). The cross-section of expected stock returns. *The Journal of Finance*, v. 47, n. 26, p. 427-465.

Fama, E. F. (1997). Market efficiency, long-term returns, and behavioral finance. *Journal of Financial Economics*, vol. 48, p. 283-306, 1997.

Forer, B. R. (1949). The Fallacy of personal validation: a classroom demonstration of Gullibility. *Journal of Abnormal Psychology*, vol. 44, pp. 118 – 123.

Novas Perspectivas na Pesquisa Contábil

Galdão, A.; & Famá, R. Avaliação de eficiência no mercado acionário brasileiro por volatilidades comparadas, no período 1977- 1996. XXII ENANPAD, 22º, *Anais...* Foz do Iguaçu: ANPAD, set. 1998. 16 p.

Getmansky, M.; Lo, A.; & Makarov, W. I. (2004). An Econometric Model of Serial Correlation and Illiquidity in Hedge Fund Returns, *Journal of Financial Economics*, vol. 74, p. 529–609.

Giacomoni, B.H. (2010). A Persistência de Desempenho dos Fundos Brasileiros Durante a Crise. In: 34º Encontro da ANPAD. *Anais...* Rio de Janeiro: ANPAD.

Gibbons, M. R.; & Hess, P. (1981). Day of the week effects and asset returns, *Journal of Business*, vol. 54, p. 579-596.

Gilovich, T.; Griffin, D.; & Kahneman, D. (2002). Heuristics and Biases: *The Psychology of Intuitive Judgment*. Cambridge: Cambridge University Press.

Gomes, F. A. R.; & Cresto, V. (2010). Avaliação do Desempenho dos Fundos Long-Short no Brasil. *Revista Brasileira de Finanças*, vol.8, pp. 505 – 529.

Guarana, L. C. (2012). *Estudo do Impacto do Patrimônio na Rentabilidade dos Fundos de Investimentos em Ações*. Dissertação (Mestrado em Finanças e Economia Empresarial). Escola de Pós Graduação em Economia – Fundação Getúlio Vargas.

Gujarati, D.; & Porter, D. C. (2011). *Econometria básica*. 5º Ed. Porto Alegre: McGraw Hill.

Keim, D. B. (1983). Size related anomalies and stock returns seasonality: further empirical evidence. *Journal of Finance of Economics*, vol. 12, p. 13 -32.

Keim, D. B. (1989). Trading patterns, bid-ask spreads, and estimated security returns: the case of common stocks at calendar tuning points. *Journal of Financial Economics*, 25, n. 1, p. 75-97, Nov.

Harris, L. (1986). A transaction data study of weekly and intradaily patterns in stock returns. *Journal of Financial Economics*, 14, p. 99-117.

Kahneman, D.; & Tversky, A. (1974). Judgment Under Uncertainty: Heuristics and Biases. *Science*, v. 185, p. 1124-1131.

Kahneman, D.; & Tversky, A. (1979). Prospect Theory: An Analysis of Decision Under Risk. *Econometrica*, p. 263-291.

Jensen, M. C. (1978). The Performance of Mutual Funds in The Period 1945-1964. *Journal of Financial Economics*, v.6, p.95-101.

Jordão, G. A.; & Moura, M. L. (2009). *Análise de Desempenho de Fundos Multimercados Brasileiros*. Biblioteca Digital da FGV. Disponível em: <<http://bibliotecadigital.fgv.br/site/biblioteca-digital>>. Acesso em: 02 de outubro de 2013.

Novas Perspectivas na Pesquisa Contábil

Leal, R. P. C. (1988/1989) Retornos anormais e sinalização nas aberturas de capital. *Revista Brasileira do Mercado de Capitais*, Rio de Janeiro: Instituto Brasileiro de Mercado de Capitais, v. 14, n. 40, p. 33-48.

Leal, R. P. C.; & Amaral, A. S. (1990). Um momento para o "insider trading": o período anterior ao anúncio de uma emissão pública de ações. *Revista Brasileira do Mercado de Capitais*, Rio de Janeiro: Instituto Brasileiro de Mercado de Capitais, v. 15, n. 41, p. 21-26.

Leal, R. P. C.; & Sandoval, E. B. (1994). Anomalias nos mercados de ações de países em desenvolvimento. XVIII ENANPAD, 18º, *Anais...* Curitiba: ANPAD, set. p. 213-221.

Leite, H.; & Sanvicente, A. Z. (1990). Valor patrimonial: usos, abusos e conteúdo informacional. *Revista de Administração de Empresas*, São Paulo: FGV, v. 30, n. 3, p. 17-31, jul.-set.

Lemgruber, E. F.; Becker, J. L.; & Chaves, T. B. S. (1988). O efeito fim de semana no comportamento dos retornos diários de índices de ações. XII ENANPAD, 12º, *Anais...* Natal: ANPAD, set. p. 873-878.

Lemos, M. O.; & Costa Jr., N. C. A. (1995). O efeito de sobre-reação no curto prazo no mercado de capitais brasileiro. XIX ENANPAD, 19º, *Anais...* João Pessoa: ANPAD, set. p. 293-309.

Leusin, M. C. L. (2006). *A análise de Fundos de Fundos: Um Estudo para o Caso Brasileiro*. Dissertação (Mestrado Profissionalizante em Finanças e Economia) – Escola de Pós Graduação e Economia - FGV, São Paulo.

Li, H.; Zhang, X.; & Zhao, R. (2011). Investing in Talents: Manager Characteristics and Hedge Fund Performances. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, v.46, n.1, p.59-82.

Lima, I. S.; & Lima, G. A. S. F.; & Pimentel, R. C. (2012). *Curso de Mercado Financeiro*. 2 ed. São Paulo: Atlas.

Lo, A. W. (2007). Efficient Markets Hypothesis. *The New Palgrave: A Dictionary Of Economics*, L. Blume, S. Durlauf, eds., 2nd Edition, Palgrave Macmillan Ltd. Available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=991509>

Malaquias, R. F.; & Eid Junior, W. (2013). Eficiência de Mercado e Desempenho de Fundos Multimercados. *Revista Brasileira de Finanças*, vol. 11, pp. 119-142.

Malaquias, R. F., & Eid Júnior, W. (2012). Fundos Multimercados: Desempenho, Determinantes do Desempenho e Efeito Moderador. *Anais do Encontro da ANPAD*, Rio de Janeiro, RJ, Brasil, 36.

Malaquias, R. F. (2012). *Desempenho de Fundos no Brasil*. Tese (Doutorado em Doutorado em Administração de Empresas). Escola de Administração de Empresas de São Paulo.

Maluf Filho, J. A. (1991). Eficiência do mercado de opções da Bolsa de Valores de São Paulo. *Revista de Administração*, São Paulo, FEA/USP, v. 26, n. 3, p. 12-22, jul.-set.

Novas Perspectivas na Pesquisa Contábil

- Menezes J. C. F. (1981). *Mercado acionário brasileiro: a evolução recente e sua eficiência informacional fraca*. Dissertação (Mestrado em Administração) – Instituto COPPEAD/UFRJ. Rio de Janeiro: UFRJ.
- Muniz, C. J. (1980). Testes preliminares de eficiência do mercado de ações brasileiro. *Revista Brasileira do Mercado de Capitais*, Rio de Janeiro: Instituto Brasileiro de Mercado de Capitais, v. 6, n. 16, p. 80-94, jan.-abr.
- Neumann, J.; & Morgenstern, O. (1944). *Theory of Games and Economic Behavior*. Princeton, NJ: *Princeton University Press*.
- Olsen, R. A. (1998). Behavioral Finance and Its Implications for Stock-Price Volatility, *Financial Analysts Journal*, vol. 2, p. 10-18.
- Perobelli, F. F. C.; & Ness Jr., W. (2000). Reações do mercado acionário a variações inesperadas nos lucros das empresas: um estudo sobre a eficiência informacional no mercado brasileiro. XXIV ENANPAD, 24º, *Anais...* Florianópolis: ANPAD, set, 15 p.
- Procianoy, J. L.; & Antunes, M. A. (2001). Os efeitos das decisões de investimento das firmas sobre os preços de suas ações no mercado de capitais. XXV ENANPAD, 25º, *Anais...* Campinas: ANPAD, set, 15 p.
- Reilly, F. K.; & Norton, E. A. (2008). *Investimentos*. 7 ed. Trad: Sanvicente A. Z. São Paulo: Cengage Learning.
- Rochman, R. R.; & Eid Jr., W. Fundos de Investimento Ativos e Passivos no Brasil: Comparando e Determinando os seus Desempenhos. In: 30º Encontro da ANPAD. *Anais...* Salvador: ANPAD, 2006.
- Salles, A. A. (1991). Eficiência informacional do mercado futuro do Ibovespa. XV ENANPAD, 15º, *Anais...* Salvador: ANPAD, p. 151-164, set.
- Schiehl, E. (1996). O efeito da divulgação das demonstrações contábeis no mercado de capitais brasileiro: um estudo sobre a variação no preço das ações. XX ENANPAD, 20º, *Anais...* Angra dos Reis: ANPAD, p. 289-303, set.
- Torres, R.; Bonomo, M.; & Fernandes, C. (2002). A aleatoriedade do passeio na Bovespa: testando a eficiência do mercado acionário brasileiro. *Revista Brasileira de Economia*, vol. 56, p. 199-247.
- Vieira, K. M.; & Pracianoy, J. L. (2001). Reação dos investidores a bonificações: um estudo em países da América Latina. XXV ENANPAD, 25º, *Anais...* Campinas: ANPAD, set. 10 p.
- Xavier, A. L. B.; Montezano, R. M. S.; & Oliveira, M. A. C. (2008). Persistência de Performance: Fundos de Investimento Multimercado com Renda Variável e Alavancagem. In: 8º Encontro Brasileiro de Finanças. *Anais...* Rio de Janeiro: SBFIn.
- Yoshinaga, C. E.; Olivera, R. F.; Silveira, A. M.; & Barros, L. A. B. C. (2008). Finanças Comportamentais: uma introdução. Semead, 7º, *Anais...* São Paulo. p. 1-11, setembro.