

ANÁLISE DA EXISTÊNCIA DO EFEITO DISPOSIÇÃO NO MERCADO BRASILEIRO DE FUNDOS DE INVESTIMENTO EM AÇÕES

RESUMO

Este trabalho tenta verificar a existência do efeito disposição no mercado brasileiro de Fundos de Investimento em Ações pela análise dos fluxos financeiros destes Fundos e utilizando-se de um modelo de regressão linear, em painel, das captações líquidas dos fundos de investimento (LEE et al., 2007). Através da análise dos dados obtidos entre Janeiro de 2010 e Junho de 2014, tendo como foco de estudo do comportamento, de forma agregada, destes investidores, não foi possível identificar a existência deste comportamento dentro deste período.

PALAVRAS-CHAVES: Efeito Disposição; Fundos de Investimento em Ações; Finanças Comportamentais.

AN ANALYSIS OF THE DISPOSITION EFFECT IN BRAZILIAN MUTUAL FUNDS

ABSTRACT

This study tries to confirm the existence of the disposition effect in the Brazilian Equity Funds market through the analysis of financial flows and utilizing an ordinary least squares model, in panel, based on investment funds net flow (LEE et al., 2007). Through the analysis of the data acquired between January 2010 and June 2014, focusing on the study of the behavior of these investors, in an aggregate form, it was not possible to identify the existence of this behavior in this period.

KEYWORDS: Disposition Effect; Equity Funds; Behavioral Finance.

*Revista Brasileira de
Administração Científica,
Aquidabã, v.6, n.2, Jul, Ago, Set,
Out, Nov, Dez 2015.*

ISSN 2179-684X

SECTION: *Articles*
TOPIC: *Finanças e Contabilidade*



DOI: 10.6008/SPC2179-684X.2015.002.0009

Alexandre Viana da Conceição

Grupo IBMEC, Brasil
alexandre.viana@ymail.com

Claudio Henrique da Silveira Barbedo

Grupo IBMEC, Brasil
<http://lattes.cnpq.br/3267365014750728>
cbarbedo@ibmecri.br

Eduardo Camilo da Silva

Universidade Federal Fluminense, Brasil
<http://lattes.cnpq.br/9087575507274411>
ecamilo@analytix.com.br

Received: 17/03/2015

Approved: 04/11/2015

Reviewed anonymously in the process of blind peer.

Referencing this:

CONCEIÇÃO, A. V.; BARBEDO, C. H. S.; SILVA, E. C..
Análise da existência do efeito disposição no mercado brasileiro de fundos de investimento em ações. *Revista Brasileira de Administração Científica*, Aquidabã, v.6, n.2, p.136-148, 2015. DOI:
<http://dx.doi.org/10.6008/SPC2179-684X.2015.002.0009>

INTRODUÇÃO

A indústria de Fundos de Investimento se estabeleceu como um importante canal de captação de investimentos, pois, ainda com pouca disseminação entre a população brasileira, como um instrumento de investimento, recebeu fluxos financeiros expressivos durante os últimos anos.

Tabela 1: Análise da Captação de Fundos de Investimento em Ações, em maio de 2015.

Tipos	Nº de Fundos	Patrimônio Líquido			Variação % do PL		
		R\$ milhões	US\$ milhões	% do Total	Mês	Ano	12 Meses
Ações IBOVESPA Indexado	33	1.237,57	389,32	0,04	-9,75	2,17	-26,45
Ações IBOVESPA Ativo	342	13.722,86	4.316,99	0,48	-1,71	-2,88	-13,51
Ações IBrX Indexado	20	1.481,45	466,04	0,05	4,37	5,21	40,54
Ações IBrX Ativo	145	11.388,85	3.582,75	0,40	-5,28	-7,16	-17,29
Ações Livre	1.139	61.297,31	19.283,16	2,15	-2,68	-2,59	-5,49

(*) Fundos de Investimento regidos pela ICVM 409/04, ICVM 359/02 e ICVM 141/91

A Tabela 1 apresenta a captação e o patrimônio líquido dos principais seguimentos dos fundos de ações no Brasil. Em 2011, através de um estudo feito pela empresa IBOPE e solicitado pela ANBIMA, após coleta de dados de uma amostra de residências, constatou-se que somente 7,4% da população brasileira com mais de 18 anos, pertencentes às classes A, B ou C e que possuíam telefone fixo, investiam em Fundos, o que ressalta o grande potencial de crescimento deste mercado.

Devido à relevância deste mercado, o objetivo desse trabalho é identificar a existência do efeito disposição no mercado de fundos. Enquanto a maioria dos trabalhos visa identificar o efeito disposição sob a ótica dos gestores, isto é, analisando suas operações de compra e venda, a contribuição do estudo é o fato de verificar o efeito disposição através da análise dos fluxos financeiros no mercado de Fundos de Investimentos em Ações e Fundos de Investimento em Cotas de Fundos de Investimento em Ações, ou seja, sob a ótica dos investidores.

Efeito Disposição é um fenômeno comportamental caracterizado como uma predisposição dos investidores à realização de seus ganhos antecipadamente e a postergação da concretização de perdas provenientes de posições 'perdedoras' por um tempo demasiadamente longo (SHEFRIN & STATMAN, 1985). Este comportamento de investimento não é considerado racional, pelo fato de gerar carteiras com ações perdedoras. Sirri e Tufano (1998), analisando o fluxo de aportes e resgates de investidores de fundos mútuos no mercado americano, encontram evidências de que os investidores respondem a alterações do perfil de risco de seus fundos. Ivkovic e Weisbenner (2009) tentam identificar os determinantes relacionados aos fluxos financeiros de investidores em fundos mútuos. Os autores observam que os investidores são afetados, de maneira mais fraca, pelo efeito disposição do que em relação a outros estudos realizados. No Brasil, Tizziani et al. (2010), ao analisar os dados obtidos sobre as transações realizadas por gestores de Fundos de Investimento em Ações, no mercado brasileiro, conseguiram resultados diferentes que dependiam da variável utilizada em seu modelo. De forma

geral, não foi possível identificar o efeito disposição nos fundos de investimento em ações, quando são considerados os volumes transacionados. Da Costa Junior. et al. (2008) analisam com base em um experimento como o efeito disposição afeta indivíduos com e sem experiência no mercado acionário. Foi encontrada uma relação inversa entre experiência prévia e suscetibilidade ao efeito.

Este trabalho se baseia em um modelo de regressão linear, em painel, das captações líquidas dos fundos de investimento que tenta identificar a existência do Efeito Disposição no mercado de fundos mútuos (LEE et al., 2007). No entanto, ao contrário do que foi identificado nesse artigo-base, o estudo realizado não conseguiu comprovar, em nenhuma das amostras estudadas, a existência do efeito disposição, no mercado de Fundos de Investimento em Ações e Fundos de Investimento em Cotas de Fundos de Investimento em Ações no mercado brasileiro. Além disto, não foi verificada uma correlação positiva expressiva entre a taxa de retorno e o volume recebido de aportes dos Fundos presentes na amostra e, ao contrário do referencial teórico, o estudo demonstrou que os investidores seriam propensos ao risco no domínio dos ganhos. Na Seção seguinte, serão expostos os dados coletados, o tratamento realizado e as exclusões feitas à amostra. Na Seção 3, será apresentado o modelo a ser adotado para que possamos gerar a regressão em painel, os resultados obtidos e análise dos mesmos. Na última Seção, serão feitas as conclusões finais e comentários sobre os resultados.

METODOLOGIA

Dados Amostrais

No intuito de analisar a existência do efeito disposição no mercado de Fundos de Investimento, no Brasil, utilizaremos os dados abaixo, obtidos através da base de dados adquirida no Sistema de Informações da ANBIMA (SI-ANBIMA 4.3), para realizarmos o estudo proposto dos Fundos e a escolha dos Fundos que irão fazer parte da amostra. Os dados que se encontravam, por algum motivo desconhecido, ausentes da base citada foram obtidos através do site da CVM (Comissão de Valores Mobiliários) e inseridos na base formulada.

Os dados compreendem código ANBIMA; tipo ANBIMA; Razão Social; Patrimônio Líquido; Valor da Cota – ao final de cada mês; Rentabilidade Mensal; Número de Cotistas – ao final de cada mês; Resgates e captações – valores agregados por mês; Regra de Resgate e Aplicação; Índice Ibovespa Mensal e Índice Ibrx Mensal e a Taxa de Administração. O período de estudo está compreendido entre 01/01/2010 e 31/06/2014, totalizando um período total de 54 meses para a amostra coletada.

Exclusões da Amostra

A análise do comportamento agregado dos investidores em relação ao desempenho dos fundos investidos será o foco deste estudo para que, através dele, seja possível identificar a existência do Efeito Disposição neste mercado. Devido a sua volatilidade e a relação direta que possuem com o mercado acionário brasileiro, utilizarei, como base, os dados relativos aos Fundos de Investimento em Ações (FIAs) e aos Fundos de Investimento em Cotas de Fundos de Investimento em Ações (FIC FIAs).

As seguintes exclusões foram feitas em relação à amostra inicial: Fundos que possuem Patrimônio Líquido (PL) menor que R\$ 10 milhões; Fundos que detenham menos de 10 cotistas durante o período: no intuito de excluirmos, da amostra, Fundos Exclusivos e Fundos Master. Esta necessidade de exclusão dos Fundos Master existe, pois, caso não fossem realizadas estas exclusões, as movimentações de aportes e resgates seriam contadas em duplicidade visto o propósito deste tipo de Fundo; e Fundos que não estejam classificados dentro da lista de Tipos ANBIMA como Ações Livres; Ibovespa Ativo; Ibovespa Passivo; Ibrx Ativo ou Ibrx Passivo.

Outros Tipos de Fundos de Ações como, por exemplo, os classificados como Ações Dividendos, por possuírem restrições acerca da escolha da alocação de seus portfólios, foram excluídos da amostra uma vez que tal restrição influi negativamente sobre a comparabilidade entre a rentabilidade destes fundos e a rentabilidade dos benchmarks escolhidos. Estes Fundos somente podem comprar ações de empresas que possuem um perfil histórico de pagamento de altos valores de dividendos e, por este motivo, não conseguem espelhar as movimentações do mercado por estarem restritos a um único perfil de companhias investidas.

Também foram excluídos fundos de Previdência Privada, devido às restrições impostas para movimentações de seus cotistas, e fundos com baixo volume de movimentações. Através da análise bibliográfica feita sobre este tema, em trabalhos similares, não foi encontrado um parâmetro relativo à quantidade mínima de movimentações que cada fundo deve possuir para integrar a amostra e que pudesse ser utilizado. Então, considerando o resultado e o tamanho da amostra afinal encontrada, foi realizada a filtragem da amostra usando, como filtro, apenas fundos que, durante todo o período de estudo, tiveram movimentações em, pelo menos, 66,66% dos meses de cada ano. Neste caso, fundos que atingiram um mínimo de 8 meses com movimentações para os anos de 2010 até 2013 e 4 meses para o ano de 2014. Além deste parâmetro de corte, foi instituído, em seguida, um limite mínimo de 50%, para cada fundo, em relação a quantidade de meses os quais apresentam movimentações de aplicação ou resgate.

Além de todas as exclusões acima mencionadas, somente serão selecionados, para compor a amostra final, fundos que possuam dados para a totalidade do período selecionado, e que não foram encerrados durante o mesmo, para que a amostra não sofra algum tipo de viés. Após a implementação de todos os critérios e realizadas as exclusões necessárias, obteve-se

uma amostra final composta de 104 Fundos de Investimento que conseguiram respeitar todas as restrições estabelecidas. A Tabela 2 apresenta a distribuição destes Fundos entre as suas classificações.

Tabela 2: Distribuição dos Fundos em relação as suas classificações.

Classificação dos Fundos	
Tipo ANBIMA	Quantidade de Fundos
Ações IBOVESPA Ativo	16
Ações IBOVESPA Indexado	17
Ações IBrX Ativo	17
Ações IBrX Indexado	3
Ações Livre	51

Análise dos Dados

Após o tratamento dos dados e efetuadas as exclusões necessárias, apresento, através da Tabela 3, uma análise estatística das variáveis independentes que irão compor o modelo a ser implementado neste estudo.

Tabela 3: Análise Estatística dos Dados.

	Média	Mediana	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
Captação Líquida (em milhões de reais)	-1,01761606	-0,49325322	24,05137601	-1389,75552333	534,45173216
Taxa Bruta de Retorno (a.m.)	0,12%	0,22%	4,29%	-17,19%	14,98%
Taxa Líquida de Retorno (a.m.)	0,18%	-0,06%	2,31%	-18,91%	16,97%
Patrimônio Líquido (em milhões de reais)	153,95633397	84,62319862	235,68515283	10,47609134	3212,80409596
Desvio Padrão	4,12%	4,03%	1,60%	0,48%	11,02%
Taxa de Administração (a.a.)	2,30%	2,00%	1,37%	0,00%	6,00%

Analisando os dados da Tabela 3, podemos verificar que, durante o período, houve uma captação líquida negativa média mensal de 1,01761606 milhão de reais para os fundos componentes da amostra e houve um desvio padrão significativo entre as captações ocorridas. A média da Taxa Bruta de Retorno destes Fundos ficou em apenas 0,12% e os índices de referência tiveram um desempenho ainda pior uma vez que a Taxa Líquida de Retorno obteve um valor, expressivamente, maior em relação à Taxa de Retorno Bruto apurada. O desvio padrão médio apurado para esta amostra de Fundos foi de 4,12%. O Patrimônio Líquido médio destes fundos foi de 153,95633397 milhões de reais e o valor máximo obtido chegou a 3.212,80409596 milhões de reais. Em relação à Taxa de Administração, podemos verificar que alguns fundos da amostra não faziam a cobrança desta taxa por algum período ou a totalidade do mesmo, tendo este fato ocorrido para 9 dos 104 Fundos estudados.

Tabela 4: Matriz de Correlação dos Dados

	Taxa Bruta de Retorno	LnPL	Desvio Padrão	Taxa de Administração
Taxa Bruta de Retorno (a.m.)	1			
LnPL	0,0162	1		
Desvio Padrão	0,1413	0,0477	1	
Taxa de Administração (a.a.)	-0,0277	-0,1678	0,0385	1
	Taxa Líquida de Retorno	LnPL	Desvio Padrão	Taxa de Administração
Taxa Líquida de Retorno (a.m.)	1			
LnPL	-0,0062	1		

Desvio Padrão	0,1307	-0,0275	1	
Taxa de Administração (a.a.)	-0,0453	-0,1678	0,0294	1

Na tabela 4, foram formuladas matrizes de correlação para análise de alguns dados presentes na amostra. Através da primeira matriz, pode-se identificar uma relação negativa entre a taxa de administração cobrada e taxa de retorno dos fundos. Existe também uma relação negativa quando analisamos a correlação desta variável ao logaritmo natural do Patrimônio Líquido destes Fundos, esta possui o maior valor absoluto dentre as taxas de correlação obtidas. A correlação apresentada entre a Taxa Bruta de Retorno x LnPL foi a menor dentre as analisadas e nenhuma das variáveis possui um alto nível de correlação.

Analisando as duas matrizes geradas, quando utiliza-se a variável Taxa Líquida de Retorno ao invés da Taxa Bruta de Retorno, podemos verificar uma mudança na correlação entre a taxa de retorno e a variável LnPL, assim como em relação ao desvio padrão da taxa. Apesar deste fato, esta relação apresenta um valor desprezível de apenas -0,0062 e continuamos não obtendo nenhuma alta correlação entre as variáveis estudadas.

Além das matrizes de correlação analisadas anteriormente, as quais também foram formuladas no trabalho-base, é interessante verificar o grau de correlação entre o retorno dos Fundos, que compõem a amostra, em relação à captação bruta obtida por cada um deles. A Tabela 5 demonstra os valores dos coeficientes de correlação encontrados entre os dados citados. Ressalto que os dados de rentabilidade utilizados sofreram uma defasagem de um período, em relação aos dados captação bruta, para que possamos verificar o real efeito do retorno apurado no período anterior sobre a captação do período subsequente.

Tabela 5: Matriz de Correlação: Medidas de Retorno X Captação Bruta

	Taxa Líquida de Retorno*	Captação Bruta
Taxa Líquida de Retorno* (a.m.)	1	
Captação Bruta	0,0037	1
	Taxa Bruta de Retorno*	Captação Bruta
Taxa Bruta de Retorno* (a.m.)	1	
Captação Bruta	0,0159	1

Legenda: *Dados de Rentabilidade defasados em um período.

Como é possível analisar pelos valores presentes nestas matrizes, utilizando qualquer uma das duas medidas de retorno, a correlação obtida entre as variáveis apresenta valores desprezíveis de 0,0037 e 0,0159. Analisando estes valores, não conseguimos confirmar a presença de uma forte correlação entre o volume financeiro recebido pelos Fundos desta amostra e a rentabilidade auferida durante o período estudado. Tal fato demonstra que os investidores brasileiros não 'perseguem' Fundos que possuam os melhores retornos recentes ao realizar suas decisões de investimento. Apesar disto, verificamos que o grau de correlação entre a Taxa Bruta de Retorno X Captação Bruta apresenta, aproximadamente, um valor 4 vezes maior que o calculado para a Taxa Líquida de Retorno e este fato pode representar uma maior importância que os investidores conferem à rentabilidade bruta dos Fundos no momento de decidirem sobre a alocação de seus portfólios.

Conforme mencionado anteriormente, o modelo usado neste trabalho será uma adaptação do modelo de Lee et al. (2007), através de uma regressão linear, em Painel, pelo método dos mínimos quadrados ordinários (MQO). A variável dependente do nosso modelo (CL) é representada pela captação líquida de cada fundo dividida pelo seu Patrimônio Líquido (PL). O modelo empírico é dado por:

$$\begin{aligned}
 CL_{i,t} &= \alpha^1 + \beta_1^1 Retorno_{i,t-1} + \beta_2^1 LnPL_{i,t} + \beta_3^1 DesvPad_{i,t} + \beta_4^1 TxAdm_{i,t} + \varepsilon_{i,t}^1 \\
 \text{Se } Retorno_{i,t-1} &> R_{indice} \quad (1) \\
 CL_{i,t} &= \alpha^2 + \beta_1^2 Retorno_{i,t-1} + \beta_2^2 LnPL_{i,t} + \beta_3^2 DesvPad_{i,t} + \beta_4^2 TxAdm_{i,t} + \varepsilon_{i,t}^2 \\
 \text{Se } Retorno_{i,t-1} &=< R_{indice} \quad (2)
 \end{aligned}$$

Onde, $Retorno_{i,t-1}$ é o Retorno Mensal Bruto do Fundo i ou Retorno Mensal Líquido do Fundo i , no período $t - 1$; $LnPL_{i,t}$ é o Logaritmo natural do Patrimônio Líquido do Fundo i , calculado no fechamento do período t ; $DesvPad_{i,t}$ é o Desvio Padrão do Retorno Mensal Bruto do Fundo i ou Desvio Padrão do Retorno Mensal Líquido do Fundo i , apurado em relação aos seis meses anteriores ao período t ; $TxAdm_{i,t}$ é a Taxa de Administração anualizada e cobrada, percentualmente, sobre o Patrimônio Líquido do Fundo i no período t ; e R_{indice} é o Retorno Mensal Bruto do Índice de Referência (Ibovespa ou Ibrx) no mesmo período ($t-1$). Em relação às variáveis utilizadas no modelo presente no artigo de Lee et al. (2007), devido a indisponibilidade das informações através de uma base de dados de fácil acesso e tratamento aos dados, foi realizada a exclusão da variável Turnover do modelo-base e, como uma proxy da variável independente Fee, foram utilizados os dados obtidos em relação a Taxa de Administração cobrada por cada Fundo, em valores percentuais sobre o Patrimônio Líquido de cada um e expressos em taxas anualizadas.

Para analisar a existência do efeito disposição, o modelo será separado em duas equações de modo que sejam divididas as ocorrências onde os retornos mensais dos fundos excederam os retornos do índice de referência ($Retorno_{i,t-1} > R_{indice}$), sendo estes fundos pertencentes ao ‘regime vencedor’ (em referência a denominação empregada por Lee et al. (2007)). Em concordância com o referencial teórico estudado, os investidores destes fundos tenderiam a possuir uma maior propensão ao resgate de suas posições nestes fundos. Do outro lado, os investidores de fundos pertencentes ao “regime perdedor” ($Retorno_{i,t-1} \leq R_{indice}$), possuiriam uma maior propensão à manutenção da sua posição em relação a realização de resgates e ao conseqüente fechamento de suas posições nestes fundos, concretizando as suas perdas.

RESULTADOS

Primeiramente, dois modelos serão gerados, na Tabela 6, cuja diferenciação entre os dois ocorrerá apenas na variável utilizada para medição da rentabilidade dos fundos que compõem a amostra estudada. É realizado este teste para compararmos as diferenças nos efeitos da Taxa

Bruta de Retorno e da Taxa Líquida de Retorno sobre a Captação Líquida dos Fundos e verificar qual das duas variáveis possui um maior impacto sobre a mesma. Além disto, servirá para escolhermos qual variável utilizaremos na adaptação a ser feita do modelo de Lee *et al.* (2007), o qual foi detalhado no capítulo anterior.

Tabela 6: Análise Estatística da Regressão.

Variável Independente	Taxa Bruta de Retorno			Taxa Líquida de Retorno		
	Coefficiente	Teste-t	Erro-Padrão	Coefficiente	Teste-t	Erro-Padrão
Intercepto	-0,034953	-1,979493	0,017658	-0,051415	-2,91008	0,017668
TBR	0,097194	4,375754	0,022212	-	-	-
TLR	-	-	-	0,19028	4,609002	0,041284
LnPL	0,002713	2,874256	0,000944	0,002588	2,742573	0,000944
Desvio Padrão TBR	-0,365485	-6,11726	0,059747	-	-	-
Desvio Padrão TLR	-	-	-	0,226852	3,744472	0,060583
Taxa de Administração	-0,236005	-3,382578	0,069771	-0,254539	-3,64476	0,069837
\bar{R}^2	0,013202			0,011593		
\bar{R}^2 Ajustado	0,012498			0,010888		
SQE	0,070693			0,070751		
SQR	28,04096			28,08669		
Teste-F	18,76673			16,45252		
Tamanho da Amostra	5616			5616		

Legenda: TBR - Taxa Bruta de Retorno / TLR - Taxa Líquida de Retorno

Como é possível analisar através dos resultados obtidos, a variável independente Taxa Líquida de Retorno possui um efeito maior, em comparação com a variável Taxa Bruta de Retorno, sobre a variável dependente do nosso modelo (CL). Ainda em relação às variáveis, podemos verificar que ambas são estatisticamente significantes a um nível de significância de 5%. Em relação à confirmação da existência de efeito disposição neste mercado, correlação negativa entre o desempenho e o volume de resgates de cada Fundo, as duas variáveis apresentam valores positivos, indicando que valores crescentes destas taxas acarretam uma maior captação líquida destes fundos e indo em direção contrária ao estabelecido pelo referencial teórico, uma vez que a captação líquida deveria diminuir frente ao maior volume de resgates dos investidores. Lembrando que, como visto anteriormente, não foi identificada uma expressiva taxa de correlação positiva entre os retornos e as captações dos fundos estudados que pudesse explicar e anular este efeito pelo aumento do volume financeiro recebido pelos Fundos.

Os coeficientes relativos aos desvios padrão associados às duas medidas de retorno possuem sinais opostos, podendo indicar que os investidores, baseando a sua escolha pelo retorno absoluto, optam por fundos que possuem uma menor variação deste taxa e, quando tomam como base o retorno do fundo em relação ao seu benchmark, se predispõem a aceitar um maior risco devido a possibilidade de ganhos substanciais em relação ao índice de referência.

As demais variáveis independentes se apresentaram como sendo estatisticamente significantes ao nível de significância de 5%. LnPL apresentou um coeficiente positivo, indicando que fundos que possuem PLs maiores acabam por obter uma maior captação em relação aos fundos com PLs menores. O coeficiente da variável Taxa de Administração, em média,

apresentou valores negativos (- 0,236005 e - 0,254539), este resultado era esperado uma vez que a mesma foi inserida no modelo como sendo uma proxy das despesas do Fundo e indicando que investidores possuem uma tendência em "correr" de fundos que cobram altas despesas.

A apresentação do intercepto do modelo, por um valor negativo, espelha as movimentações ocorridas dentro do período estudado uma vez que, na média, a captação líquida dos Fundos apresentou um valor negativo para a amostra (dado presente na Tabela 3). O \bar{R}^2 ajustado calculado, para ambos os modelos, também apresentou um valor extremamente pequeno, indicando que existe uma importante gama de variáveis, as quais não constam no modelo, que exerceriam influência sobre a variável dependente e seriam determinantes nas decisões de alocação dos agentes em Fundos de Investimento em Ações e Fundos de Investimento em Cotas de Fundos de Investimento em Ações (dentre os tipos estudados).

A seguir, conforme o modelo proposto no artigo-base utilizado para este trabalho, a amostra é dividida entre as ocorrências mensais nas quais os Fundos apresentaram um retorno maior em relação ao seu índice de referência e as ocorrências nas quais não conseguiram superar o seu índice ("regimes vencedores" X "regimes perdedores"). Realizando a segregação proposta e a escolha do parâmetro de retorno TLR, seguindo a escolha proferida anteriormente, são gerados dois modelos conforme a Tabela 7.

Tabela 7: Análise Estatística do Modelo.

<i>Retorno_{i,t-1} > R_{índice}</i>			
Taxa de Líquida de Retorno > 0			
Variável Independente	Coefficiente	Teste-t	Erro-Padrão
Intercepto	-0,010949	-0,400786	0,027318
Taxa Líquida de Retorno	0,254285	2,555134**	0,099519
LnPI	0,000429	0,295815	0,001451
Desvio Padrão TLR	0,025612	0,202286	0,126613
Taxa de Administração	-0,143082	-1,311811	0,109072
\bar{R}^2 ajustado	0,004097		
SQE	0,074102		
SQR	14,018960		
Teste-F	3,629731		
Tamanho da Amostra	2558		

Legenda: *P < 0,1; **P < 0,05; ***P < 0,01

<i>Retorno_{i,t-1} =< R_{índice}</i>			
Taxa de Líquida de Retorno =< 0			
Variável Independente	Coefficiente	Teste-t	Erro-Padrão
Intercepto	-0,086339	- 3,749817***	0,023025
Taxa Líquida de Retorno	0,336725	3,076622***	0,109446
LnPI	0,004519	3,655784***	0,001236
Desvio Padrão TLR	0,435351	3,855423***	0,112919
Taxa de Administração	-0,334185	-3,65511***	0,091429
\bar{R}^2 ajustado	0, 013872		
SQE	0,067717		
SQR	13,99994		
Teste-F	11,75083		
Tamanho da Amostra	3058		

Apesar desta segregação, continuamos a não identificar o efeito disposição em nenhuma das duas amostras obtidas uma vez que, para que tal existência fosse corroborada, o valor da Taxa Líquida de Retorno, quando $Retorno_{i,t-1} \leq R_{indice}$, deveria ter apresentado um valor negativo, indicando que uma diminuição na Taxa de Retorno resultaria em uma maior Captação Líquida devido ao menor volume de resgate dos investidores por causa da maior propensão dos investidores em manter as suas posições. Os valores dos coeficientes da Taxa Líquida de Retorno continuam sendo positivos (0,254285 e 0,336725) e estatisticamente significantes, para as duas amostras, a um nível de significância de 5% e obteve, em média, uma maior influência sobre CL quando analisamos as amostras das ocorrências nas quais os retornos dos Fundos acabam por não conseguir superar os de seus benchmarks.

Para a amostra $Retorno_{i,t-1} \leq R_{indice}$, a variável dependente CL apresentou um valor médio de -0,009605 e desvio padrão de 0,068192 e, quando os retornos dos Fundos superaram os de seus respectivos índices, obteve um valor médio de -0,001050 com um desvio padrão de 0,074255. O coeficiente da variável Desvio Padrão TLR, quando os retornos superaram os benchmarks, apresenta, em média, o valor de 0,025612 e, quando os retornos não alcançaram o benchmark, obteve um valor, consideravelmente, maior de, em média, 0,435351. Deve-se levar em consideração que, neste modelo, o coeficiente da variável Desvio Padrão TLR, para $Retorno_{i,t-1} > R_{indice}$, não é estatisticamente significativo a um nível de significância de 5%. Esta diferença pode ser interpretada, apesar de um dos coeficientes não ser estatisticamente significativo ao nível determinado, como uma maior propensão ao risco dos investidores quando o retorno de seus Fundos encontra-se abaixo do seu benchmark uma vez que o aumento de 1 unidade da variável Desvio Padrão TLR acarretaria, em média, um acréscimo de 0,435351 na variável dependente CL. Tal análise não respeitaria os pressupostos que caracterizam o efeito disposição uma vez que, no campo dos ganhos, os agentes seriam mais avessos aos riscos e tenderiam a 'fechar' a sua posição no intuito de concretizar os ganhos auferidos e, por consequência, um aumento no risco percebido não deveria ter um impacto positivo sobre a captação líquida dos Fundos.

Os coeficientes das variáveis LnPL e Taxa de Administração continuam apresentando os mesmos sinais do modelo anterior, mas, para a amostra onde $Retorno_{i,t-1} > R_{indice}$, LnPL deixou de ser estatisticamente significativo. Em relação ao coeficiente da variável Taxa de Administração, podemos identificar, em média, uma diferença entre os valores das amostras estudadas (-0,143082 e -0,334185) que indica que, para Fundos os quais apresentam um desempenho acima de seu índice de referência, esta despesa possui um peso menor na decisão de investimento dos agentes em relação aos Fundos que não conseguiram atingir ou superar a rentabilidade de seu índice. No entanto, o coeficiente Taxa de Administração somente se apresentou estatisticamente significativo para a amostra onde $Retorno_{i,t-1} \leq R_{indice}$.

Tabela 8: Teste de Significância Conjunta das Variáveis (Teste de Wald).

	Valor	df	Probabilidade
teste-F	2,181701	(3, 2987)	0,0881
Chi-quadrado	6,545104	3	0,0879

H0: Os coeficientes de LnPL, Desvio Padrão TLR e Taxa de Administração são iguais a 0.

Como consequência da não identificação da significância estatística individual, em um nível de significância de 5%, dos coeficientes das variáveis LnPL, Desvio Padrão TLR e Taxa de Administração no modelo gerado, para quando $Retorno_{i,t-1} > R_{indice}$, realizamos o teste de Wald no intuito de verificar se, conjuntamente, podemos afirmar que, a um nível de confiança de 95%, estes parâmetros possuem valores nulos. Através da Tabela 8, não conseguimos rejeitar a hipótese de que estes parâmetros apresentam valores nulos para este modelo e somente conseguimos rejeitar a hipótese nula a um nível de confiança de 90%. Também podemos identificar que o teste de significância global da regressão da amostra (Teste-F), em relação ao modelo anterior, apresenta uma queda nos dois valores apresentados, passando de 16,45252 para 3,629731 e 11,75083.

Durante o período compreendido, podemos verificar um maior número de ocorrências de Fundos que não conseguiram, mensalmente, superar o seu índice de referência em relação às ocasiões em que estes obtiveram sucesso. Em um total de 5616 observações, os Fundos tiveram sucesso em apenas 2558 observações dentro deste período. Mesmo após a segregação proposta, o \bar{R}^2 continua apresentando um valor extremamente baixo, de apenas 0,005655, quando $Retorno_{i,t-1} > R_{indice}$, e reafirma a existência e necessidade de inclusão de outras variáveis que também influenciam o fluxo financeiro de investidores para estes tipos de Fundos, sendo a análise e a escolha destes novos determinantes além do escopo deste trabalho e objeto de pesquisa para futuros estudos.

CONCLUSÕES

Através deste estudo, tentamos comprovar a existência do efeito disposição, de forma agregada, em investidores de Fundos de Investimentos em Ações e Fundos de Investimentos em Cotas de Fundos de Investimento em Ações através da identificação de correlação negativa entre o desempenho e o volume de resgates de cada Fundo. No entanto, os resultados obtidos não comprovaram a existência deste efeito no mercado brasileiro.

No estudo elaborado, utilizando-se a variável Taxa Líquida de Retorno para segregação das ocorrências, não foi possível identificar a existência do efeito disposição através dos resultados apresentados pela amostra obtida quando os retornos dos Fundos superavam os de seus índices de referência. A Taxa Líquida de Retorno influencia positivamente a variável dependente Captação Líquida, indicando que não existe um resgate de recursos expressivo por investidores quando os Fundos apresentam retornos maiores que o de seus índices. Não existindo uma correlação positiva expressiva entre a taxa de retorno e o volume de aportes

recebidos por Fundos desta amostra, conforme demonstrado anteriormente, não se pode intuir que esta causaria a inversão do sinal do coeficiente apresentado neste modelo e ratifica-se, pelos dados apresentados, a não comprovação da existência do efeito disposição.

Além disto, a variável Desvio Padrão TLR apresenta um valor positivo e reflete, ao contrário do referencial teórico estudado, que os investidores seriam propensos ao risco no domínio dos ganhos (maior risco = maior captação líquida) ao invés de avessos ao risco. Em relação ao domínio dos ganhos, Lee et al. (2007) também encontraram valores positivos para a variável Desvio Padrão e ressaltaram o conflito com o exposto pela Teoria do Prospecto (KANEHMAN & TVERSKY, 1979). Em relação as demais variáveis desta amostra ($Retorno_{i,t-1} > R_{índice}$), nenhuma das variáveis se mostrou estatisticamente significativa a um nível de significância de 5%, diferentemente do ocorrido no modelo exposto por Lee et al. (2007).

Ao contrário do exposto pelos autores do artigo-base, no campo das perdas ($Retorno_{i,t-1} \leq R_{índice}$), foi verificado que o valor do coeficiente da variável Taxa Líquida de Retorno apresenta-se como sendo positivo e, por este motivo, não possibilita a identificação de uma das características do efeito disposição, a relutância dos investidores na concretização de suas perdas. Uma variação negativa da taxa de retorno do Fundo, pelo modelo gerado, ocasionaria um maior volume de resgates e, por consequência, o Fundo sofreria uma menor Captação Líquida. Ressaltando que a variação negativa da rentabilidade do Fundo, de acordo com o exposto neste trabalho, não afetará o volume de aportes do Fundo de maneira significativa e comprova que, no campo das perdas também, não conseguimos identificar a existência do efeito. As outras variáveis do modelo, para esta amostra, se mostraram todas significantes a um nível de significância de 5% e espelharam as significâncias encontradas no trabalho-base.

Analisando as amostras obtidas neste trabalho e as amostras expostas no artigo-base, em relação ao \bar{R}^2 encontrado em cada uma, verifica-se um \bar{R}^2 expressivamente maior em todos os modelos gerados pelos autores quando fazemos uma comparação entre estes valores.

Visto o exposto e conforme ressaltado anteriormente, sugere-se a necessidade de inclusão de outras variáveis ao modelo proposto de modo que seja possível identificar, com uma maior confiança e clareza, o comportamento da captação líquida destes Fundos frente aos demais determinantes de suas variações.

REFERÊNCIAS

AFTAB, M.; ALI SHAH, Z.; SHEIKH, R.. Holding Periods, Illiquidity and Disposition Effect in a Developing Economy. **Business and Economics Research Journal**, v.3, n.1, p.17-26, 2012.

BARBER, B. M.; ODEAN, T.; ZHENG, L.. The behavior of mutual fund investors. **Graduate School of Management**, p.1-49, 2000.

BARBER, B.; LEE, Y.; LIU, Y. ODEAN, T.. Is the Aggregate Investor Reluctant to Realize Losses? Evidence from Taiwan. **European Financial Management**: v. 13, n.3, p.423-447, 2007.

CHEVALIER, J.; ELLISON, G.. Risk Taking by Mutual Funds as a Response to Incentives. **Journal of Political Economy**, v.105, n.6, p.1167-1199, 1997.

CICI, G.. **The relation of the disposition effect to mutual funds trades and performance**. College of William and Mary – Mason School of Business: Julho, 2010.

DA COSTA JUNIOR, N. C. A.; DA SILVA, S.; CUPERTINO, C. M.; GOULART, M. A. O.. Efeito disposição e experiência: Um teste de laboratório no Brasil. In: Encontro Da Associação Nacional de Pós-Graduação e Pesquisa Em Administração. 32. **Anais**. Rio de Janeiro: ANPAD, 2008

DHAR, R.; ZHU, N.. **Up close and Personal: An Individual Level Analysis of the Disposition Effect**. Yale ICF: 2002.

FRAZINNI, A.. The disposition effect and underreaction to news, **The Journal of Finance**, v. 61, p.2017-2046, 2006.

GOMES, F.. **Processo de tomada de decisão do investidor individual brasileiro no mercado acionário nacional**: um estudo exploratório enfocando o efeito disposição e os vieses da ancoragem e do excesso de confiança. Dissertação (Mestrado em Administração de Empresas) – Universidade Presbiteriana Mackenzie, São Paulo, 2007.

GRINBLATT, M.; HAN, B.. Prospect theory, mental accounting, and momentum. **Journal of Financial Economics**, v.78, p.311-339, 2005.

GRINBLATT, M.; KELOHARJU, M.. What makes investors trade? **Journal of Finance**, v.56, n.2, p.589-616, 2001.

IVKOVIC, Z.; WEISBERNNER, S.. Individual investor mutual fund flows. **Journal of Financial Economics**, v. 92, p.223-237, 2009.

KAHNEMAN, D.; TVERSKY A.. Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk. **Econometrica**, v.47, n.2, p.263-292, 1979.

LIN, H.. Does the Disposition Effect Exhibit during Financial Crisis? **International Proceedings of Economic Development and Research**, v.4, p.6-10, 2011.

LEE, J.; LI, J.; YEN, P.; PENG, C.. The Disposition Effect in Open-end Mutual Fund Market: A Study of Taiwan Equity Funds. **Pan-Pacific Management Review**, v.10, n.1, p.19-43, 2007.

ODEAN, T.. Are investors reluctant to realize their losses? **Journal of Finance**, v. 53, n.5, p.1775-1798, 1998.

SANTOS, M. S.. **Os investidores brasileiros no âmbito das Finanças Comportamentais**. In: Concurso de Monografia. 4. **Anais**. São Paulo: CVM – BM&F BOVESPA, 2013.

SHEFRIN, H.; STATMAN, M.. The Disposition to Sell Winners Too Early and Ride Losers Too Long: Theory and Evidence. **Journal of Finance**, v.40, n.3, 1985.

SIRRI, E.; TUFANO, P.. Costly Search and Mutual Fund Flows. **The Journal of Finance**, v.53, n. 5, p.589-1621, 1998.

SOARES, A.. **As implicações do efeito disposição na gestão de fundos de investimento**. Dissertação (Mestrado em Ciências Econômicas) – Universidade Federal do Rio de Grande Sul, Porto Alegre, 2009.

TIZZIANI, E.; KLOTZLE, M.; NESS JUNIOR, W.; MOTTA, L.. O Efeito Disposição na Indústria Brasileira de Fundos de Investimento em Ações. **Revista Brasileira de Finanças**, v.8, n.4, p.383-416, 2010.

WEBER, M.; CAMERER, C.. The disposition effect in securities trading: an experimental analysis. **Journal of Economic Behavior & Organization**, v. 33, p.167-184, 1998.

ZAIANE, S.. Overconfidence, trading volume and the disposition effect: Evidence from the Shenzhen Stock Market of China. **Business Management and Economics**, v.1, p.163-175, 2013.