

O efeito é o mesmo em todos os meses de janeiro? Sazonalidade e fluxo financeiro em fundos de ações

Janáína Cássia Grossi¹

 <https://orcid.org/0000-0002-4070-3275>
E-mail: janainagrossi_3@hotmail.com

Rodrigo Fernandes Malaquias¹

 <https://orcid.org/0000-0002-7126-1051>
E-mail: rodrigofmalaquias@ufu.br

¹ Universidade Federal de Uberlândia, Faculdade de Gestão e Negócios, Departamento de Finanças, Uberlândia, MG, Brasil

Recebido em 18.01.2019 – Desk aceite em 18.02.2019 – 3ª versão aprovada em 08.08.2019 – Ahead of print em 09.12.2019
Editora Associada: Fernanda Finotti Cordeiro Perobelli

RESUMO

Partindo do pressuposto de que padrões sazonais foram identificados em ativos do mercado de ações e também no contexto de fundos de investimento, o objetivo deste artigo é investigar a relação entre a sazonalidade apresentada pelo Efeito-Janeiro e o fluxo financeiro dos fundos de ações brasileiros. O estudo expande os possíveis efeitos da sazonalidade para além do retorno dos ativos do mercado de ações, demonstrando que padrões sazonais também podem ser observados no fluxo financeiro dos fundos de investimento brasileiros. A literatura aponta em maior proeminência fatores comuns relacionados ao desempenho dos fundos de investimento, assim, este artigo investiga o fluxo financeiro dos fundos, demonstrando que diferentes fatores exerceriam influência na decisão dos cotistas dos fundos, inclusive fatores sazonais. O estudo apresenta implicações práticas para gestores de fundos, no sentido de que destaca um conjunto de variáveis que podem ser usadas para antecipar variações no fluxo financeiro, reduzir seus efeitos no desempenho e evitar custos. Os resultados foram estimados por meio de análise de regressão com dados em painel. A amostra da pesquisa consistiu em cerca de 1.010 fundos de ações durante o período de janeiro de 2004 a junho de 2018. Constatou-se que a captação líquida média dos fundos de ações brasileiros é maior em janeiro do que nos outros meses do ano, caracterizando um padrão sazonal em seu fluxo financeiro. Entretanto, o efeito é diferente nos Fundos Exclusivos e Não Exclusivos. Como contribuições, nossos achados: (i) proporcionam melhor entendimento acerca dos fatores relacionados à tomada de decisão do investidor; (ii) apontam novos aspectos nos quais Fundos Exclusivos e Não Exclusivos se diferenciam; e (iii) apresentam fatores que influenciam o fluxo financeiro dos fundos de investimento.

Palavras-chave: sazonalidade, fluxo financeiro de fundos de investimento, fundos exclusivos e não exclusivos.

Endereço para correspondência

Rodrigo Fernandes Malaquias

Universidade Federal de Uberlândia, Faculdade de Gestão e Negócios, Departamento de Finanças
Avenida João Naves de Ávila, 2121, Bloco 1F, Sala 1F-216 – CEP 38400-902
Campus Santa Mônica – Uberlândia – MG – Brasil



1. INTRODUÇÃO

No início de 2018, o patrimônio líquido sob gestão dos fundos de investimento brasileiros representava mais de 60% do produto interno bruto (PIB) do país de 2017, isto é, R\$ 4,3 trilhões de reais. Em termos de captação líquida, no ano de 2017, o segmento captou um total de R\$ 266,4 bilhões (Associação Brasileira das Entidades dos Mercados Financeiro e de Capitais [Anbima], 2018). Pergunta-se: Quais seriam, afinal, os fatores relacionados ao intenso fluxo financeiro dos fundos de investimento brasileiros? O que influencia a decisão do cotista em aplicar ou resgatar recursos de determinado fundo? Aspectos sazonais poderiam influenciar o comportamento dos investidores?

A partir da perspectiva dos investidores, pesquisas internacionais sugerem que tanto características inerentes aos fundos de investimento, como, por exemplo, tamanho, idade, desempenho passado, família do fundo e taxa de performance (Barber, Odean, & Zheng, 2005; Berggrun & Lizaraburu, 2015; Chevalier & Ellison, 1997; Ferreira, Keswani, Miguel, & Ramos, 2012; Sirri & Tufano, 1998), quanto fatores extrínsecos a eles, como variáveis macroeconômicas e sentimento dos investidores (Chalmers, Kaul, & Phillips, 2013; Ferson & Kim, 2012; Krishnamurthy, Pelletier, & Warr, 2018), exerceriam influência nas decisões dos investidores ao aplicar ou resgatar cotas dos fundos de investimento.

De modo intrigante, sugere-se, inclusive, que componentes idiossincráticos, como sazonalidades e/ou efeitos de calendário, teriam relação com variações no fluxo financeiro dos fundos de investimento (Choi, 2015; Choi, Ryu, & Seok, 2017; Kamstra, Kramer, Levi, & Wermers, 2017), quando, por exemplo, investidores migram suas cotas entre categorias de diferentes classes de risco entre as estações do ano ou quando tendem a rebalancear seus portfólios na virada do ano.

Padrões como os que foram constatados são considerados efeitos sazonais de calendário, pois se tratam de variações previsíveis em relação ao comportamento dos ativos financeiros em intervalos regulares do calendário (Al-Khazali, Koumanakos, & Pyun, 2008). Tais efeitos não estão de acordo com os postulados da eficiência de mercado e não são decisões baseadas na racionalidade dos agentes econômicos (Keim, 1983).

Dentre as sazonalidades já identificadas no mercado de ações entre os meses de janeiro a dezembro, constatou-se que o retorno médio das ações é maior no mês de janeiro do que nos outros meses do ano, o que foi denominado efeito janeiro (Al-Khazali & Mirzaei, 2017). Nos fundos

de investimento, a sazonalidade apresentada pelo efeito janeiro foi identificada no retorno de fundos de ações britânicos (Vidal-García & Vidal, 2014) e também no fluxo financeiro de fundos estadunidenses (Choi, 2015; Choi et al., 2017). Para o caso dos fundos brasileiros, ainda parece haver espaço para debate sobre esse tema, o que também foi um dos motivadores para a realização desta pesquisa.

Sugere-se que o efeito do mês de janeiro no fluxo financeiro dos fundos poderia estar relacionado ao aumento da renda e do consumo dos investidores no fim do ano, à performance do mês de dezembro dos fundos de investimento, ao tratamento tributário do investidor a partir das distribuições de capital dos fundos (Choi et al., 2017), como reflexo do padrão sazonal do mercado de ações ou da performance dos fundos ou, ainda, devido a um componente comportamental dos investidores dos fundos, já que a maior parte destes faria suas decisões de investimento e revisaria seus portfólios na virada do ano (Choi, 2015).

Embora a literatura sobre a sazonalidade apresentada no mês de janeiro se concentre no mercado de ações (Al-Khazali & Mirzaei, 2017; Caporale & Zakirova, 2017; Easterday & Sen, 2016; Seif, Docherty, & Shamsuddin, 2017; Shiu, Lee, & Gleason, 2014), tal efeito sazonal também poderia ser observado nos fundos de investimento que alocam a maior parte dos ativos de suas carteiras no mercado de ações (Malaquias & Mamede, 2015), como os fundos de ações brasileiros, que investem no mínimo 67% de seu patrimônio em ações (Comissão de Valores Mobiliários [CVM], 2014).

Considerando, então, o fato de que os cotistas dos fundos de ações podem resgatar ou aplicar cotas conforme suas expectativas, em resposta às alterações do mercado financeiro, bem como com o intuito de rever sua alocação de recurso, conjectura-se que a sazonalidade do mês de janeiro também poderia ser observada nos fundos de ações brasileiros, explicando, pelo menos em parte, diferenças na captação líquida desses fundos nos meses de janeiro.

Sugere-se, ainda, que o efeito da sazonalidade apresentada em janeiro poderia ser diferente conforme as características dos fundos. No Brasil, por exemplo, um tipo específico é o Fundo Exclusivo, em que o patrimônio total aplicado é proveniente de um único cotista, que aporta o valor mínimo de R\$ 10 milhões (CVM, 2014), enquanto nos Fundos Não Exclusivos os cotistas são pulverizados e pode não existir exigência de aporte mínimo. Dadas as

divergências entre esses dois tipos de fundos, diferenças nos padrões sazonais também poderiam ser observadas.

Para explorar tais aspectos, este estudo: (i) examina a relação entre a sazonalidade do mês de janeiro e o fluxo financeiro dos fundos de investimento de ações brasileiros, verificando se a média da captação líquida dos fundos é maior em janeiro do que nos outros meses do ano; e (ii) verifica se o efeito do mês de janeiro na captação líquida é diferente nos Fundos Exclusivos e Não Exclusivos.

A amostra deste estudo compreende cerca de 1.010 fundos de ações por ano (900 Não Exclusivos e 110 Exclusivos) no período de janeiro de 2004 a junho de 2018. Será usada análise de regressão linear múltipla com dados em painel para o teste de hipóteses.

Os resultados deste estudo proporcionam contribuições para a literatura e também implicações práticas para gestores dos fundos, investidores e *policymakers*: (i) oferece melhor

entendimento acerca do comportamento dos investidores dos fundos de ações e de fatores relevantes para sua tomada de decisão de investimento; (ii) demonstra o possível efeito da política monetária sobre a alocação de ativos em fundos de investimento; (iii) apresenta fatores que influenciam o fluxo financeiro dos fundos de investimento, já que a literatura aponta em maior proeminência fatores comuns relacionados ao desempenho dos fundos de investimento; (iv) aponta novos aspectos nos quais Fundos Exclusivos e Não Exclusivos se diferenciam; (v) destaca um conjunto de variáveis que os gerentes de fundos podem usar para antecipar variações no fluxo financeiro e reduzir seus efeitos no desempenho; (vi) demonstra que as decisões de investimento dos cotistas dos fundos estão relacionadas tanto a aspectos racionais quanto não racionais, o que amplia as evidências apontadas pela teoria de finanças comportamentais.

2. REFERENCIAL TEÓRICO

Padrões de comportamento nos ativos que compõem o mercado financeiro têm sido evidenciados pela literatura (Al-Khazali & Mirzaei, 2017; Caporale & Zakirova, 2017; Easterday & Sen, 2016; Seif et al., 2017; Shiu et al., 2014) e são considerados anomalias do mercado financeiro, por não estarem de acordo com os postulados da eficiência de mercado e por não serem baseados em decisões racionais dos agentes econômicos (Keim, 1983). Os efeitos dessas anomalias são variações previsíveis no comportamento e/ou retorno dos ativos financeiros em intervalos regulares do calendário, como determinado dia da semana, um mês específico ou um período sazonal (Al-Khazali et al., 2008), apresentando possibilidade de previsão por parte dos investidores (Al-Khazali & Mirzaei, 2017).

Dentre as pesquisas que relacionam padrões de comportamento nos ativos financeiros e calendário, evidenciou-se um possível comportamento sazonal no mercado de ações entre os meses de janeiro a dezembro, de modo que o retorno médio das ações seria maior no mês de janeiro do que nos outros meses do ano, o que ficou conhecido como efeito janeiro (Thaler, 1987).

O efeito janeiro foi documentado pela primeira vez na década de 1940, quando Sidney B. Wachtel (1942) utilizou o índice Dow Jones Industrial Average no período de 1927 a 1942, buscando um possível comportamento sazonal no preço de ações. A partir de 1942, as pesquisas subsequentes sobre efeito janeiro se difundiram a princípio nos Estados Unidos da América (EUA), com o intuito de evidenciar o efeito no mercado financeiro estadunidense (Keim, 1983; Rozeff & Kinney, 1976; Thaler, 1987), posteriormente, o

fenômeno foi evidenciado em nível global (Agrawal & Tandon, 1994; M. N. Gultekin & N. B. Gultekin, 1983).

No mercado acionário brasileiro, as primeiras pesquisas acerca de um possível efeito janeiro não encontraram evidências estatísticas de retornos anormais nesse período do ano (Costa, 1990; Costa, & O'Hanlon, 1991). A partir dos anos 2000, estudos indicaram a existência de padrões sazonais nos meses de janeiro no Ibovespa (Santos, Famá, Trovão, & Mussa, 2007) e também na amostra de portfólios ponderado por valor, em que retornos de janeiro tenderam a ser maiores do que nos outros meses (Torres, Bonomo, & Fernandes, 2002). Já dentre as empresas pertencentes ao Índice de Governança Corporativa (IGC), da B3, não foram observados indícios de padrões temporais nos meses de janeiro (Carvalho & Malaquias, 2012). Em estudo mais recente, o efeito janeiro foi evidenciado e também se constatou que ele é mais intenso à medida que o retorno negativo do mês de dezembro aumenta (A. S. Potin, S. Potin, Cunha, & Bortolon, 2015).

Embora a literatura sobre sazonalidade, como o efeito janeiro, concentre-se no mercado de ações (Al-Khazali & Mirzaei, 2017; Caporale & Zakirova, 2017; Easterday & Sen, 2016; Seif et al., 2017; Shiu et al., 2014), Malaquias e Mamede (2015) argumentam que parte dos ativos que compõem o mercado financeiro são as cotas dos fundos de investimento, que também poderiam ser afetados por certos efeitos sazonais do mercado de ações caso a maior parte das carteiras desses fundos fossem alocadas em ações.

Entretanto, apenas recentemente a possibilidade da ocorrência de sazonalidades na indústria de fundos

tem sido objeto de estudos (Alves, 2014; Białkowski, Bohl, Kaufmann, & Wisniewski, 2013; Brown, Sotes-Paladino, Wang, & Yao, 2017; Choi, 2015; Choi et al., 2017; Gallagher & Pinnuck, 2006; Kamstra et al., 2017; Malaquias & Mamede, 2015; Mamede & Malaquias, 2017; Matallín-Sáez, 2006; Vidal-García & Vidal, 2014).

A maior parte dos artigos supracitados investiga padrões sazonais no retorno dos fundos. Gallagher e Pinnuck (2006) constatam que fundos australianos tendem a ter maior performance nos meses em que ocorrem anúncios das empresas e nos meses de dezembro, porém, a performance tende a ser menor do que a média no fim no ano fiscal do país. Na Espanha, Matallín-Sáez (2006) sugere que retornos anormais positivos são observados no fim do ano, no final dos meses e no começo de julho. Alves (2014) evidencia que a performance de fundos da Eurozona costuma ser maior do que a média na primeira metade do ano.

Partindo do pressuposto de que no Ramadan (nono mês do calendário islâmico, quando muçulmanos praticam o jejum sagrado e oram com maior frequência) o retorno do mercado de ações é maior do que nos outros meses do ano, Białkowski et al. (2013) investigam se gerentes dos fundos turcos conseguiriam se beneficiar de tal sazonalidade. Os resultados apontam que fundos domésticos institucionais e grandes fundos domésticos híbridos tendem a ter maior retorno no Ramadan. Nos EUA, Brown et al. (2017) apontam a existência de sazonalidade trimestral, em que no primeiro mês de cada trimestre o retorno dos fundos seria negativo.

Malaquias e Mamede (2015) e Mamede e Malaquias (2017) evidenciaram o efeito segunda-feira nos fundos multimercados brasileiros, de modo que o retorno médio desses fundos foi estatisticamente menor nas segundas-feiras do que nos demais dias da semana. Enquanto este revelou que os baixos retorno das segundas-feiras são intensificados nos períodos de alta inflação, aquele demonstrou intensidade nos períodos de crise e justificou a anomalia pelas más notícias publicadas nas sextas-feiras ou nos finais de semana e também pelo viés de assimetria de informação, fatores inerentes à Teoria de Finanças Comportamentais.

Vidal-García e Vidal (2014), por sua vez, encontraram evidência de sazonalidade em todas as categorias de fundos britânicos nos meses de janeiro, fevereiro, abril e maio, quando os retornos são positivos. Os resultados demonstraram uma relação próxima entre sazonalidade e o recolhimento de imposto no final do ano fiscal.

Além da sazonalidade no retorno dos fundos de investimento, pesquisas recentes investigam potencial existência de padrões sazonais no fluxo financeiro dos fundos de investimento. Kamstra et al. (2017), por

exemplo, utilizam uma amostra de fundos de investimento dos EUA, Canadá e Austrália para analisar o fluxo de cotas entre fundos de diferentes classes de riscos na primavera e no outono. Os resultados apontaram que os investidores tendem a migrar suas cotas de categorias de investimento de relativamente menor risco no outono para categorias de maior risco na primavera. Para os autores, a mudança de comportamento dos investidores está relacionada à mudança de temperatura e à quantidade de luz, que influencia o humor dos indivíduos.

Choi (2015) acredita na existência de um componente sazonal no comportamento dos investidores – que é estudado pelo autor por meio da análise do fluxo financeiro de fundos estadunidenses. De acordo com o estudo, como dezembro é o fim do ano fiscal da maioria das firmas e também dos investidores individuais, seria esperado que investidores fossem induzidos a rever sua alocação de recursos nesse período. De fato, os resultados demonstram que os fundos mútuos do país recebem maior volume de captação líquida em janeiro, devido ao aumento na compra de cotas, e menor em dezembro, devido ao aumento dos resgates. Portanto, a virada do ano seria o período em que a maior parte dos investidores dos fundos fariam suas decisões de investimento.

Como segunda hipótese do estudo, Choi (2015) argumenta, ainda, que, caso os investidores decidam comprar ou vender cotas dos fundos baseados na performance do mercado, o padrão sazonal no fluxo financeiro dos fundos poderia ser simplesmente reflexo do padrão sazonal do mercado de ações. Além disso, a sazonalidade da captação líquida também poderia estar relacionada à sazonalidade da performance dos fundos, já que alguns estudos documentam a existência de uma relação entre fluxo financeiro dos fundos e performance. De acordo com os resultados, existe uma relação positiva e estatisticamente significativa entre performance em t e em $t-1$ e a captação líquida dos fundos, ou seja, nos fundos com maiores retornos, a compra de cotas aumentaria e o resgate diminuiria.

No mesmo sentido, Choi et al. (2017) também investigam a ocorrência de sazonalidades na captação líquida dos fundos estadunidenses – na virada do ano e no começo e fim de cada trimestre. Os autores sugerem que o aumento da renda e do consumo no final do ano, o imposto devido à distribuição de capital dos fundos, o objetivo dos fundos e a performance passada dos fundos poderiam ser razões relacionadas a tais sazonalidades.

Choi et al. (2017) encontraram que a captação líquida é menor em dezembro e maior em janeiro. Em janeiro, a compra de novas cotas é maior do que os resgates, enquanto em dezembro o resgate é maior. Os resultados dos autores corroboram a ideia de Choi (2015) de que os

investidores tendem a implementar decisões de alocação de ativos de modo mais intenso no final do ano. Como justificativa para a sazonalidade, o estudo sugere que a distribuição de capital por parte dos fundos faria com que os investidores atrasassem a compra de novas cotas com o intuito de evitar o pagamento de imposto. A performance passada do fundo também seria outra possível explicação, já que o fluxo financeiro em janeiro é maior para aqueles fundos que apresentam alta performance em dezembro.

Então, conjectura-se neste estudo que o efeito janeiro, já constatado no mercado de ações e em fundos de investimento de alguns países, também poderia ser estendido aos fundos de ações brasileiros, afetando sua entrada e saída de recursos. Em outras palavras, esse efeito poderia causar variações no fluxo financeiro dos fundos de ações. Desse modo:

H_1 : A captação líquida do mês de janeiro é, em média, maior do que a captação líquida dos outros meses do ano.

2.1 Sazonalidade nos Fundos Exclusivos e Não Exclusivos

Um tipo específico de fundo presente na indústria de fundos brasileira são os Fundos Exclusivos, que permitem que o patrimônio total aplicado em um fundo seja proveniente de um único cotista. Para que investidores individuais, empresas ou entidades invistam em Fundos Exclusivos, o aporte mínimo deve ser de R\$ 10 milhões (CVM, 2014).

Além dos Fundos Exclusivos se diferenciarem dos Fundos Não Exclusivos no quesito número de cotistas, sua taxa de administração também costuma ser menor, já que a comunicação com um cotista é mais fácil e rápida do que com vários (Varga & Wengert, 2011). Estudos recentes evidenciam, ainda, outros aspectos que diferenciariam as duas categorias de fundos: Funchal, Lourenço e Motoki (2016), por exemplo, encontraram que gestores de fundos mais sofisticados, como os fundos exclusivos, incorrem em média em menor risco ao selecionarem o portfólio de investimento desses fundos. De modo oposto, nos fundos de maior dispersão de cotas ou de investidores menos sofisticados, os gestores teriam maior liberdade

para tomada de maior risco dentro do que é estipulado no regulamento. Os autores sugerem que tal diferença seria um possível indicativo de problemas de agência.

Chen e Malaquias (2018) também evidenciam diferenças no grau de conflito de agência entre gestores e principais desses dois tipos de fundos: gestores responsáveis por administrar simultaneamente carteiras de Fundos Exclusivos e Não Exclusivos tenderiam a priorizar os interesses dos investidores dos fundos exclusivos, levando a performance desses fundos a ser maior. O argumento por trás de tal preferência poderia residir no fato de que “oportunidades futuras de negócio com os investidores dos fundos exclusivos têm maiores chances de acontecerem se a performance do fundo for atrativa” (Chen & Malaquias, 2018, p. 13).

Além da diferença de performance e risco entre os dois tipos de fundos, como demonstrado pelos estudos de Chen e Malaquias (2018) e Funchal et al. (2016), conjectura-se neste estudo que outra divergência entre os dois tipos de fundo seja a sazonalidade na captação líquida apresentada pelo mês de janeiro. Uma vez que os Fundos Exclusivos se destinam a um tipo específico de investidor – investidores individuais que fazem o aporte de grandes quantias de capital –, esses fundos podem estar suscetíveis a menores variações de captação líquida do que os Fundos Não Exclusivos, nos quais os investidores são mais pulverizados. Ademais, naturalmente, no contexto de Fundos Não Exclusivos há maior número de investidores realizando aportes e resgates ao longo do tempo, aumentando, assim, a frequência de alterações na captação líquida.

Ainda, espera-se que cotistas dos Fundos Exclusivos considerem seus investimentos como sendo de longo prazo e mantenham seu capital nesses fundos, a não ser que uma adversidade ocorra em sua situação financeira. Assim, notadamente no início do ano, um potencial rebalanceamento de investimentos, como resposta a ocorrências no mercado, teria pequeno efeito sobre suas decisões de alterar seus investimentos nos fundos exclusivos. Desse modo:

H_2 : O efeito do mês de janeiro na captação líquida dos fundos exclusivos não apresenta significância estatística.

3. METODOLOGIA

A amostra foi composta por cerca de 1.010 fundos de ações por ano; destes, 900 são Não Exclusivos e 110 são Exclusivos. Para a composição do banco de dados final, meses com valores faltantes em patrimônio líquido e/ou

retorno foram excluídos, bem como fundos e/ou meses com valores faltantes em Fundos Exclusivos.

O período de análise foi de janeiro de 2004 a junho de 2018. Os dados foram coletados do Sistema de

Informações ANBIMA (SI-ANBIMA), do banco de dados da Comissão de Valores Mobiliários (CVM) e do banco de dados Economatica.

A variável dependente, que diz respeito ao fluxo financeiro dos fundos, foi estimada por meio de duas métricas. A justificativa para o uso de duas métricas é avaliar se os resultados seriam robustos a diferentes formas de mensuração da captação líquida. A primeira métrica se baseia no estudo de Sirri e Tufano (1998), conforme evidenciado na Equação 1. A métrica foi utilizada por outros estudos que mensuram o fluxo financeiro dos fundos de investimento (Brown et al., 2017; Chen & Malaquias, 2018; Ferson & Kim, 2012) e será utilizada para condução dos testes de hipóteses.

$$\text{Captação Líquida}_{i,t} = \frac{PLtotal_{i,t} - PLtotal_{i,t-1} \times (1 + R_{i,t})}{PLtotal_{i,t-1}} \quad 1$$

onde $PLtotal_{i,t}$ é o patrimônio líquido total do fundo i no tempo t e R é o retorno do fundo.

Quanto à segunda métrica, baseia-se na ponderação da captação líquida mensal de cada fundo da amostra pelo seu patrimônio líquido no mês anterior. Nesse caso, a captação líquida representa a diferença entre captação e resgates ocorridos no fundo ao longo do mês; esse valor (em t) é então ponderado pelo patrimônio líquido do fundo (ao final de $t-1$), conforme a Equação 2. Essa segunda métrica será utilizada para fins de análise de robustez dos resultados obtidos com base na *proxy* comentada no parágrafo anterior.

$$\text{Captação Líquida Mensal} = \frac{\text{Aplicação}_t - \text{Resgates}_t}{PLtotal_{t-1}} \quad 2$$

A variável independente, que capta uma possível anomalia de calendário no mês de janeiro, corresponde a uma *dummy* com valor 1 para os meses de janeiro e 0 para os outros meses do ano.

De acordo com pesquisas acerca do fluxo financeiro dos fundos de investimento, algumas variáveis podem explicar variações na aplicação e no resgate de cotas dos fundos; de modo que estas serão tratadas como variáveis de controle desta pesquisa:

- Tamanho do Fundo:** mensurado pelo logaritmo neperiano do patrimônio líquido do fundo no mês de análise. Espera-se que fundos maiores sejam capazes de atrair mais investimentos, uma vez que têm maior poder de barganha, maiores economias de escala e menor taxa de administração (Barber et al., 2005; Chevalier & Ellison, 1997; Ferreira et al., 2012; Sirri & Tufano, 1998). A relação esperada é positiva.
- Tamanho da Família do Fundo:** mensurado pelo logaritmo neperiano do somatório do patrimônio líquido no mês de análise de todos os fundos afiliados à família à qual o fundo em questão pertence. Este estudo considera “família” os fundos que são controlados e geridos pela mesma empresa administradora. Fundos de grandes famílias recebem maior atenção da mídia, além disso, um investidor que possui cotas de um fundo de dada família está suscetível a receber informações ou conhecer os outros fundos do complexo mais facilmente (Sirri & Tufano, 1998). A relação esperada é positiva.
- Idade do Fundo:** mensurada pela idade do fundo (em anos) ao final de cada mês da análise. Barber et al. (2005), Chevalier e Ellison (1997), Ferreira et al. (2012) e Sirri & Tufano (1998) argumentam que fundos mais maduros tendem a atrair mais investimentos. A relação esperada é positiva.
- Desempenho Passado:** diz respeito ao desempenho do fundo i no mês $t-1$, que será mensurado pelo retorno simples. Investidores buscam desempenho passado favorável, de modo que utilizam informações recentes disponibilizadas a respeito do desempenho dos fundos em sua tomada de decisão, esperando que o bom desempenho se repita (Goetzmann & Peles, 1997). Ferreira et al. (2012) encontraram que esse comportamento é ainda mais evidente nos países em desenvolvimento, como é o caso do Brasil, onde os investidores têm menor grau de sofisticação. Berggrun e Lizarzaburu (2015) confirmam a busca por desempenho passado no mercado brasileiro de fundos de ações. A relação esperada é positiva.
- Taxa de Performance:** mensurada por meio de *dummy* que recebe valor 1 caso o fundo cobre taxa de performance e 0 caso contrário. Fundos com maiores taxas de performance tendem a apresentar maior rentabilidade (Ferreira et al., 2012; Mamede & Malaquias, 2017), de modo que, sob o ponto de vista dos investidores, a rentabilidade acima da média compensaria o gasto com a taxa (Ippolito, 1989). Adicionalmente, a taxa de performance é vista como um incentivo que mitiga o conflito de interesse existente entre investidores e gestores de fundo, alinhando o objetivo do gestor e do cotista de obter maiores retornos (Ackermann, McEnally, & Ravenscraft, 1999). A relação esperada é positiva.
- Índice Ibovespa:** mensurado pela rentabilidade do Ibovespa, que pode ser um dos fatores de risco do Brasil que influenciaria as estratégias de composição das carteiras dos fundos de investimento (Maestri & Malaquias, 2017). Além disso, o fluxo financeiro dos fundos de ações poderia ser um reflexo do desempenho do mercado de ações; à medida que as ações cotadas

na bolsa se valorizaram, os investidores tenderiam a direcionar mais recursos a fundos que investem seu patrimônio no mercado de ações, acreditando que os gestores dos fundos teriam a habilidade de captar esses melhores rendimentos (Choi et al., 2017). A relação esperada é positiva.

- **Taxa de Juros:** representada pela taxa de juros real mensalizada da economia brasileira, tendo-se como argumento que quanto menor a taxa de juros, maior é a preferência dos investidores por investimento de maior risco (Cecchetti, Genberg, Lipsky, & Wadhwani, 2000). Hau e Lai (2016) explicam que os investidores aceitariam tomar maior risco em seus portfólios caso os investimentos de baixo risco proporcionassem retornos insuficientes, tornando-os menos avessos ao risco; os autores evidenciaram que em países com taxa de juros em queda, investidores migram seu capital de aplicações mais líquidas e de renda fixa para investimento de renda variável e do mercado de ações. A relação esperada é negativa.
- **Inflação:** representada pelo Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) mensalizado, que é o índice oficial do Governo Federal para medição das metas inflacionárias. Estudos apontam o impacto negativo da inflação nos preços das ações, uma vez que seu aumento indica declínio da atividade econômica (Fama, 1981) e períodos inflacionários coincidem com períodos de incertezas individuais em relação à economia, de modo que investidores são mais avessos ao risco (Brandt & Wang, 2003). Considerando a expectativa dos investidores de queda dos preços das ações devido ao aumento inflacionário, Krishnamurthy et al. (2018) argumentam, então, que a inflação teria efeito na decisão individual de alocação de ativos, fazendo com que indivíduos migrem seus investimentos para formas mais seguras, como depósitos bancários. A relação esperada é negativa.
- **Câmbio:** mensurado pela rentabilidade mensal do dólar comercial. A demanda dos agentes por investimentos externos ou ativos domésticos atrelados a moedas estrangeiras é baseada na expectativa da taxa de retorno desses ativos, que, por sua vez, depende de variações na taxa de câmbio (Krugman, Obstfeld, & Melitz, 2014). Ferson e Kim (2012) e Krishnamurthy et al. (2018) demonstram que variações na taxa de câmbio têm poder explicativo sobre o fluxo financeiro de diferentes classes de fundos estadunidenses, já que investidores alteram seus portfólios entre fundos e ativos de diferentes classes de risco ou atrelados a diferentes formas de rendimento conforme a variação do câmbio. A relação esperada é negativa.

A maioria dos estudos que investigam efeitos de sazonalidade empregam a análise de regressão com dados em painel com o uso de *dummies* nos períodos sazonais a testar para a realização das estimativas da regressão múltipla (Alves, 2014; Białkowski et al., 2013; Brown et al., 2017; Choi, 2015; Choi et al., 2017; Gallagher & Pinnuck, 2006; Kamstra et al., 2017; Malaquias & Mamede, 2015; Mamede & Malaquias, 2017; Matallín-Sáez, 2006; Vidal-García & Vidal, 2014). Portanto, a mesma técnica estatística foi utilizada para testar as hipóteses da pesquisa. O painel utilizado foi desbalanceado. Os dados estatísticos foram tratados pelo *software Stata*. O modelo desta pesquisa está exposto na Equação 3:

$$CLIQ_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 DJAN_{i,t} + \sum_{k=1}^n \lambda_k CV_{kit} + \varepsilon_{it} \quad \boxed{3}$$

em que *CLIQ* é a Captação Líquida; *DJAN* é a *dummy* mês de janeiro; *CV* são as variáveis de controle; ε_i é o termo de erro.

A ocorrência de dados extremos (*outliers*) nas variáveis de captação líquida (2 métricas de cálculo), desempenho passado e idade foi tratada por meio de winsorização a 1%, sendo 0,5% em cada cauda. Para detectar possível multicolinearidade ou autocorrelação, os testes Fator de Inflação de Variância (*Variance Inflation Factor – VIF*) e Durbin-Watson foram realizados. Para testar se a distribuição é normal, o teste de Shapiro-Wilk foi aplicado. Os testes Breusch-Pagan, Chow e Hausman sugerem que o método de regressão que melhor se ajusta ao modelo de pesquisa é o modelo de Efeitos Fixos. Resultado do Teste Hausman: modelo de Efeitos Fixos foi o mais adequado ($qui = 204,67, p < 0,01$). Resultado do Teste Breusch-Pagan: modelo de Efeitos Aleatórios foi o mais adequado ($qui = 2.327,71, p < 0,01$). Resultado do Teste Chow: modelo de Efeitos Fixos foi o mais adequado ($F = 3,21, p < 0,01$).

Com a finalidade de checar a robustez dos resultados encontrados pela pesquisa, quatro novos modelos econométricos foram estimados. O primeiro deles utilizou uma métrica diferente para a captação líquida, sendo a captação líquida no mês divulgada pelo fundo, ponderada pelo patrimônio líquido do fundo do final do mês anterior, conforme expresso na Equação 2. O segundo, o terceiro e o quarto modelos (Apêndice C) avaliaram se os fluxos decorrentes de início e/ou encerramento de fundos, ou os fundos que investem em cotas de outros fundos (FICs), não poderiam ser os responsáveis pela sazonalidade encontrada no mês de janeiro. Para tanto, no segundo modelo se considerou uma subamostra dos fundos iniciados e/ou encerrados durante o período de análise do estudo; no terceiro modelo, considerou-se uma subamostra dos fundos sobreviventes no período de 2004 a 2018; e, no quarto modelo, considerou-se uma subamostra

de fundos da qual os fundos de investimento em cotas de outros fundos foram excluídos. Os modelos 2, 3 e 4

foram estimados utilizando a métrica de Sirri e Tufano (1998) para a variável dependente Captação Líquida.

4. ANÁLISE DOS RESULTADOS

A descrição estatística das variáveis da amostra é apresentada na Tabela 1. Durante o período de análise, a inflação, mensurada pelo IPCA mensalizado, foi negativa em duas observações, o valor mínimo de -0,230 se refere ao período de junho de 2006. Provavelmente, nos meses em

questão, o preço médio dos produtos que fazem parte da cesta de análise do IPCA sofreu um decréscimo em relação à média dos outros meses. A taxa de juros real mensalizada também atingiu valor negativo em alguns meses, o menor de todos se refere ao período junho de 2018.

Tabela 1

Estatística descritiva das variáveis

Variável	Média	Desvio padrão	Min.	Máx.	Unidade de medida
Captação Líquida	0,009	0,117	-0,442	0,981	$PL_t - PL_{t-1}$ considerando o retorno investido. Métrica de Sirri e Tufano (1998)
Captação Líquida'	0,008	0,112	-0,434	0,929	Captação – Resgates em relação ao PL
Desempenho Passado	0,677	5,745	-21,704	19,696	% mensal
Tamanho do Fundo	17,193	1,653	5,785	22,717	Ln do PL
Tamanho da Família	22,467	1,954	11,154	25,026	Ln do PL da família
Idade	6,134	6,180	0,106	37,028	Idade em anos ao final de cada mês
Inflação	0,493	0,297	-0,230	1,320	Taxa de inflação mensal em %
Taxa de Câmbio	0,715	4,592	-10,717	17,126	Varição mensal do dólar em %
Taxa de Juros Real	0,300	0,295	-0,327	1,759	Taxa de juros mensal em %
Ibovespa	0,628	6,264	-24,790	17,402	Rentabilidade média mensal das ações do Ibovespa em %

Nota: Número de observações = 184.766. A variável Captação Líquida se refere à métrica desenvolvida por Sirri e Tufano (1998), enquanto a Captação Líquida' é a proxy utilizada para fins de análise de robustez.

Fonte: Elaborada pelos autores.

A Tabela 2 contém o resultado das regressões que testam a hipótese H_1 do estudo. Três modelos de regressão foram testados: (i) o primeiro deles contempla a amostra geral do estudo; (ii) no segundo modelo, apenas as variáveis que apresentaram significância estatística no modelo 1 foram testadas; (iii) no terceiro modelo, as variáveis correlacionadas foram excluídas, bem como as variáveis de não significância estatística. A matriz de correlação do estudo (conforme o Apêndice A) indicou alta correlação entre as variáveis taxa de juros e inflação (-0,811). O coeficiente de correlação entre o Ibovespa (em t) e a rentabilidade dos fundos da amostra (em $t-1$) foi de 0,077; entretanto, paralelamente, ao calcularmos a rentabilidade média dos fundos por mês e correlacionarmos essa rentabilidade média (em t) como Ibovespa (em t), o coeficiente de correlação foi de 0,96, indicando que, embora os retornos defasados dos fundos apresentem modesta correlação com o Ibovespa, a correlação é elevada quando as duas variáveis se referem ao mesmo período.

A partir da análise da amostra geral dos fundos de ações, observa-se uma relação positiva e de significância

estatística entre captação líquida e a *dummy* para o mês de janeiro, o que corrobora a hipótese H_1 deste estudo – A captação líquida do mês de janeiro é, em média, maior do que a captação líquida dos outros meses do ano. O efeito foi persistente nos três modelos testados.

Sugere-se, então, que o efeito janeiro, sazonalidade já evidenciada no retorno das ações de diferentes mercados financeiros (Al-Khazali & Mirzaei, 2017; Caporale & Zakirova, 2017; Easterday & Sen, 2016; Seif et al., 2017; Shiu et al., 2014), também poderia ser observado na captação líquida dos fundos de investimento que alocam a maior parte dos ativos de suas carteiras no mercado de ações, já que a captação líquida média desses fundos foi estatisticamente maior nos meses de janeiro do que nos demais meses do ano.

O resultado dá suporte à literatura empírica recente, que evidenciou a possibilidade da ocorrência de sazonalidades também na indústria de fundos (Alves, 2014; Białkowski et al., 2013; Brown et al., 2017; Choi, 2015; Choi et al., 2017; Gallagher & Pinnuck, 2006; Kamstra et al., 2017; Malaquias & Mamede, 2015; Mamede & Malaquias, 2017; Matallín-Sáez, 2006; Vidal-García & Vidal, 2014).

Tabela 2
Resultados para a análise de regressão com dados em painel

Variáveis do modelo	Sinal esperado	Modelos de regressão		
		CLIQ Amostra geral	CLIQ Variáveis significativas	CLIQ Variáveis não correlacionadas
Dummy Janeiro	(+)/n.s	0,005*** (4,450)	0,005*** (4,450)	0,003*** (2,890)
Tamanho do Fundo	(+)	0,001** (2,930)	0,001** (3,280)	0,001*** (3,750)
Idade do Fundo	(+)	-0,004*** (-5,080)	-0,004*** (-5,060)	-0,004*** (-4,730)
Taxa de Performance	(+)	-0,0004 (-0,160)	--	--
Tamanho da Família do Fundo	(+)	0,0003 (0,700)	--	--
Desempenho Passado	(+)	0,001*** (21,770)	-0,001*** (21,780)	0,001*** (23,070)
Inflação	(-)	-0,025*** (-9,100)	-0,025*** (-9,110)	--
Taxa de Juros	(-)	-0,025*** (-9,440)	-0,025*** (-9,480)	--
Câmbio	(-)	-0,0004*** (-5,810)	-0,0004*** (-5,800)	-0,0005*** (-6,120)
Ibovespa	(+)	-0,003*** (-6,950)	-0,001*** (-6,920)	-0,0003** (-6,230)
Constante		-0,017 (1,440)	0,022** (2,880)	-0,006 (-0,890)
N		181.765	182.083	182.083
R ²	Within	0,030	0,030	0,029
	Between	0,036	0,035	0,034
	Overall	0,022	0,022	0,023

Nota: *, ** e *** indicam nível de significância a 10%, 5% e 1%, respectivamente. Valores em negrito têm significância estatística. Foram usadas dummies para ano para os 3 modelos de regressão. A variável dependente Captação Líquida foi mensurada nos três modelos por meio da métrica desenvolvida por Sirri e Tufano (1998). As regressões foram estimadas por meio do modelo de Efeitos Fixos. Valores entre parênteses se referem às estatísticas t.

Fonte: Elaborada pelos autores.

Com respaldo da literatura, sugere-se que o fenômeno poderia estar relacionado a fatores como o aumento da renda e do consumo dos investidores no fim do ano, a performance do mês de dezembro dos fundos de investimento, o tratamento tributário do investidor a partir das distribuições de capital dos fundos (Choi et al., 2017), como reflexo do padrão sazonal do mercado de ações ou da performance dos fundos ou, ainda, devido a um componente comportamental dos investidores dos fundos, já que a maior parte destes fariam suas decisões de investimento e revisariam seus portfólios na virada do ano (Choi, 2015).

Além disso, visto sob perspectiva da corrente teórica da eficiência de mercado, a rejeição da hipótese H_0 em favor da H_1 – que demonstra que padrões de comportamento e variações previsíveis de ativos financeiros também poderiam ser encontradas na indústria de fundos em intervalos regulares do calendário, como determinado mês do ano – seria considerado um comportamento anômalo, o que contrapõe os postulados da eficiência de mercado (Fama,

1970), por não ser baseado em decisões racionais dos agentes econômicos (Keim, 1983) e por não ser explicado por nenhuma teoria existente (Zhang, Lai & Lin, 2017).

Em termos práticos, o resultado do teste da hipótese H_1 do estudo sugere que o volume de capital aplicado em novas cotas nos fundos de ações após as deduções dos resgates realizados no mês tende a ser maior no mês de janeiro do que nos outros meses do ano. Isso poderia ocorrer tanto devido aos altos volumes aplicados pelos investidores no mês quanto pelo baixo valor de resgate. Por parte dos gestores, o reconhecimento da existência de tal padrão sazonal nos fundos de ações permite que as variações sejam antecipadas para que seus efeitos no desempenho sejam reduzidos.

A análise das variáveis de controle da regressão geral sugere que todas as variáveis utilizadas pelo estudo são estatisticamente significantes para explicar variações na captação líquida da amostra geral, exceto taxa de performance e tamanho da família do fundo. Como

esperado a partir da revisão da literatura sobre fundos, o tamanho do fundo (Barber et al., 2005; Chevalier & Ellison, 1997; Ferreira et al., 2012; Sirri & Tufano, 1998) e o desempenho passado (Berggrun & Lizarzaburu, 2015; Ferreira et al., 2012; Goetzmann & Peles, 1997) têm relação positiva com a captação líquida, enquanto a inflação (Brandt & Wang, 2003; Krishnamurthy et al., 2018), a taxa de juros (Cecchetti et al., 2000; Hau & Lai, 2016) e o câmbio (Ferson & Kim, 2012; Krishnamurthy et al., 2018) têm relação negativa com a variável dependente. Por outro lado, a relação negativa encontrada entre a idade do fundo (Barber et al., 2005; Berggrun & Lizarzaburu, 2015; Chevalier & Ellison, 1997; Ferreira et al., 2012), o índice Ibovespa (Choi et al., 2017, Maestri & Malaquias, 2017) e a captação líquida contrariam as expectativas.

Desse modo, no que tange às características inerentes aos fundos de investimento, os resultados indicam que fundos maiores e de melhor desempenho no mês anterior teriam, em média, maior captação líquida, enquanto fundos mais velhos teriam, em média, menor captação líquida. Quanto aos fatores extrínsecos aos fundos, os

resultados corroboram estudos que indicam que variáveis macroeconômicas exercem influência nas decisões de investimento dos cotistas (Ferson & Kim, 2012; Chalmers et al., 2013; Krishnamurthy et al., 2018); quanto maior a inflação, a taxa de juros e o câmbio, menor tende a ser a captação líquida dos fundos de ações brasileiros.

Por meio da análise de regressão dos modelos apresentados na Tabela 3 foi possível analisar a hipótese H_2 do estudo. Optou-se por estimar duas regressões de modo a observar o comportamento do efeito janeiro em duas diferentes subamostras, sendo uma com Fundos Exclusivos e outra com Fundos Não Exclusivos. A relação entre a captação líquida dos Fundos Exclusivos e a *dummy* para o mês de janeiro não apresentou significância estatística, enquanto a mesma relação para a amostra dos Fundos Não Exclusivos continuou sendo positiva e significativa, como ocorreu na amostra geral. Esse resultado, de modo geral, está em linha com o colocado em H_2 , tendo em vista que o efeito ocorre na subamostra de Fundos Não Exclusivos (sendo positivo e significativo), mas é estatisticamente não significativo em uma subamostra de Fundos Exclusivos.

Tabela 3

Comparação entre Fundos Exclusivos e Não Exclusivos

Variáveis do modelo	Sinal esperado	Subamostra Fundos Não Exclusivos	Subamostra Fundos Exclusivos
<i>Dummy</i> Janeiro	(+)/n.s	0,005*** (4,070)	0,004 (1,670)
Tamanho do Fundo	(+)	-0,0004 (-1,180)	0,022*** (20,470)
Idade do Fundo	(+)	-0,004*** (-4,960)	-0,003 (-1,240)
Taxa de Performance	(+)	0,005 (1,280)	0,004 (1,140)
Tamanho da Família do Fundo	(+)	-0,001 (-1,310)	-0,0004 (-0,500)
Desempenho Passado	(+)	0,001*** (23,070)	-0,0002** (-2,570)
Inflação	(-)	-0,027*** (-9,140)	-0,010 (-1,670)
Taxa de Juros	(-)	-0,028*** (-9,700)	-0,007 (-1,200)
Câmbio	(-)	-0,0001*** (-6,000)	-0,000 (-0,090)
Ibovespa	(+)	-0,0003*** (-6,180)	-0,0003*** (-3,830)
Constante		0,070*** (5,240)	-0,372*** (-13,900)
N		160.180	21.585
R ²	Within	0,033	0,029
	Between	0,035	0,003
	Overall	0,025	0,010

Nota: *, ** e *** indicam nível de significância a 10%, 5% e 1%, respectivamente. Valores em negrito têm significância estatística. Foram usadas dummies para ano nos modelos. A variável dependente Captação Líquida foi mensurada por meio da métrica desenvolvida por Sirri e Tufano (1998). Utilizou-se o modelo de Efeitos Fixos. Valores entre parênteses se referem às estatísticas t.

Fonte: Elaborada pelos autores.

Além das diferenças já evidenciadas pela literatura entre Fundos Exclusivos e Não Exclusivos em termos de performance (Chen & Malaquias, 2018) e risco (Funchal et al., 2016), devido às divergências no comportamento dos gestores, sugere-se que a sazonalidade do mês de janeiro, em termos de captação líquida, não esteja presente nos Fundos Exclusivos. Por outro lado, a captação líquida dos fundos Não Exclusivos apresenta comportamento sazonal no mês, sendo, em média, maior do que a captação líquida dos outros meses do ano.

Possíveis explicações para a diferença de sazonalidade observada entre os dois tipos de fundos podem estar relacionadas: (i) ao fato de que fundos com aporte de cotistas únicos estariam suscetíveis a menores variações de captação líquida do que fundos nos quais os investidores são mais pulverizados e poderiam resgatar ou comprar novas cotas com maior frequência; e (ii) ao fato de cotistas dos fundos exclusivos serem geralmente investidores de longo prazo, que tendem a manter capital nesses fundos a não ser que algo desfavorável e sério ocorra em sua situação financeira. Essa certa estabilidade no capital teria como desdobramentos menores níveis de alteração na captação líquida, inclusive no mês de janeiro.

4.3 Análise de Robustez

De acordo com o modelo de regressão 1, apresentado no Apêndice B, ao se utilizar uma segunda métrica para a mensuração da captação líquida dos fundos de ações, os resultados continuaram equivalentes: os sinais obtidos das variáveis foram os mesmos, assim como as significâncias estatísticas. Nesse modelo, o efeito janeiro

no fluxo financeiro dos fundos de ações também foi evidenciado.

A partir dos modelos de regressão 2 e 3 (Apêndice C), tem-se que a sazonalidade apresentada pelo efeito janeiro é observada tanto na amostra de fundos encerrados e/ou iniciados quanto na amostra de fundos sobreviventes. Desse modo, sugere-se que o efeito janeiro na captação líquida não adviria da abertura ou do fechamento de fundos, mas, provavelmente, da alocação e realocação de recursos dos cotistas dos fundos que estão operando no mercado financeiro. Excluindo-se da amostra os fundos de investimento que investem em cotas de outros fundos (FICs), os resultados mostraram que o efeito janeiro foi persistente (Apêndice C, Modelo 4).

Os principais resultados do estudo apontam então que: (i) a captação líquida média dos fundos de ações brasileiros é maior em janeiro do que nos outros meses do ano, o que caracteriza a existência de um padrão sazonal no fluxo financeiro desses fundos, conhecido como “efeito janeiro”; (ii) o efeito da sazonalidade apresentada pelo mês de janeiro é diferente nos Fundos Exclusivos e Não Exclusivos, sugerindo que o cotista dos fundos exclusivos são menos suscetíveis ao rebalanceamento de seus investimentos como resposta a ocorrências no mercado financeiro, especificamente no início do ano; (iii) o tipo de investidor dos fundos exclusivos não é influenciado necessariamente pelas mesmas variáveis que os investidores dos fundos não exclusivos ao tomarem suas decisões de investimento; (iv) investidores de fundos de ações são sensíveis às variações macroeconômicas ao alocarem seus portfólios. Após a condução de testes de robustez, os resultados continuaram equivalentes.

5. CONCLUSÕES

Embora o número de estudos que investiguem ocorrências de sazonalidades e/ou possíveis padrões de comportamento em diversos ativos do mercado financeiro seja crescente nos últimos anos, no Brasil, pesquisas sobre esses efeitos sazonais ainda são menos proeminentes; aqueles que englobam a crescente indústria de fundos de investimento brasileira têm ainda menor frequência. Nesse contexto, o objetivo deste estudo foi analisar a relação entre a conhecida sazonalidade apresentada pelo efeito janeiro no mercado de ações e o fluxo financeiro dos fundos de ações. Ademais, investigou-se se a sazonalidade do mês de janeiro poderia ter efeito diferente na captação líquida dos Fundos Exclusivos e Não Exclusivos.

Os resultados sugerem que as evidências dos efeitos sazonais do mês de janeiro já observadas no mercado de

ações (Al-Khazali & Mirzaei, 2017; Caporale & Zakirova, 2017; Easterday & Sen, 2016; Seif et al., 2017; Shiu et al., 2014), em outros ativos do mercado financeiro (Caporale & Zakirova, 2017; Kumar, 2016; Zaremba & Schabek, 2017) e nos fundos de investimento internacionais (Choi, 2015; Choi et al., 2017) também podem ser estendidas para os fundos de ações brasileiros: constatou-se que a captação líquida do mês de janeiro é, em média, maior do que a captação líquida dos outros meses do ano.

Aspectos que poderiam explicar a sazonalidade encontrada no mês de janeiro são: (i) o aumento da renda e do consumo dos investidores no fim do ano; (ii) a performance do mês de dezembro dos fundos de investimento; (iii) o tratamento tributário do investidor a partir das distribuições de capital dos fundos (Choi et

al., 2017); (iv) o reflexo do padrão sazonal do mercado de ações ou da performance dos fundos; ou, ainda, (v) componente comportamental dos investidores dos fundos, que tenderiam a fazer suas decisões de investimento e revisar seus portfólios na virada do ano (Choi, 2015).

Os resultados também apontam que o efeito do mês de janeiro na captação líquida é divergente nos Fundos Exclusivos e Não Exclusivos; se por um lado não foi encontrada relação estatística entre a captação líquida e o efeito janeiro nos Fundos Exclusivos, por outro, encontrou-se que a captação líquida dos fundos Não Exclusivos é, em média, maior em janeiro do que nos outros meses do ano. Esse resultado dá suporte à literatura, que evidencia diferenças na gestão e no funcionamento desses dois tipos de fundos (Chen & Malaquias, 2018; Funchal et al., 2016).

A análise das variáveis de controle do estudo também trouxe contribuições inovadoras para a literatura: estudos internacionais utilizam como fatores explicativos das variações da captação líquida algumas variáveis que ainda não haviam sido testadas, até onde se sabe, para a indústria de fundos brasileiros, como, por exemplo, aspectos macroeconômicos, como inflação, taxa de juros e câmbio (Hau & Lai, 2016; Krishnamurthy et al., 2018). Os resultados apontaram a existência de uma relação negativa entre inflação, taxa de juros e câmbio e captação líquida, indicando que a piora do cenário econômico, a opção por uma política monetária contracionista por parte do governo e a valorização da rentabilidade do dólar apresentariam efeitos negativos para a captação líquida dos fundos de ações do país.

Em outras palavras, os resultados da pesquisa caracterizaram a existência de um padrão sazonal no fluxo financeiro dos fundos brasileiros, o conhecido “efeito

janeiro”. Mostrou-se que o cotista dos fundos exclusivos seria menos suscetível ao rebalanceamento de seus investimentos como resposta a ocorrências no mercado financeiro, especificamente no início do ano, além disso, não seriam influenciados necessariamente pelas mesmas variáveis que os investidores dos fundos não exclusivos ao tomarem suas decisões de investimento. No que tange aos investidores dos fundos não exclusivos, estes são sensíveis a variações macroeconômicas ao tomarem decisões de alocação de recursos.

Por fim, destacam-se os casos de alteração no fluxo financeiro dos fundos advindos do resgate ou aplicação de cotas de outros fundos, inclusive de fundos de outras categorias, e vice-versa. Essas alterações podem ocorrer, especialmente, diante das variações nas taxas de juros do mercado, indicando melhores oportunidades de aplicação nos fundos de renda fixa ou nos fundos de ações, por exemplo. Dessa forma, o modelo quantitativo considerado neste estudo tem como variável de controle a taxa de juros: as estimativas sugerem que em períodos com maiores taxas de juros no mercado, os investidores parecem resgatar seus recursos dos fundos de ações; por outro lado, os aportes financeiros, em média, aumentaram nos fundos de ações da amostra em períodos com menores taxas de juros. Embora o uso da taxa de juros possa representar o comportamento do mercado, há oportunidades para novas pesquisas considerando como possíveis determinantes do fluxo financeiro de fundos de ações variáveis diretamente relacionadas ao fluxo financeiro de fundos de diferentes categorias.

Para pesquisas futuras, também se sugere que possíveis justificativas para a ocorrência da sazonalidade nos meses de janeiro nos fundos de investimento sejam empiricamente testadas, o que pode ser feito, inclusive, por meio de estudos qualitativos.

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.
- 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.
- Al-Khazali, O. M., Koumanakos, E. P., & Pyun, C. S. (2008). Calendar anomaly in the Greek stock market: stochastic dominance analysis. *International Review of Financial Analysis*, 17(3), 461-474.
- Al-Khazali, O., & Mirzaei, A. (2017). Stock market anomalies, market efficiency and the adaptive market hypothesis: evidence from Islamic stock indices. *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, 51(C), 190-208.
- Alves, C. F. (2014). Evidence for the seasonality of European equity fund performance. *Applied Economics Letters*, 21(16), 1156-1160.
- Associação Brasileira das Entidades dos Mercados Financeiro e de Capitais. (2018, dezembro). *Consolidado Histórico de Fundos de Investimento*. Recuperado de https://www.anbima.com.br/pt_br/informar/estatisticas/fundos-de-investimento/fi-consolidado-historico.htm
- Barber, B. M., Odean, T., & Zheng, L. (2005). Out of sight, out of mind: the effects of expenses on mutual fund flows. *The Journal of Business*, 78(6), 2095-2120.
- Berggrun, L., & Lizaraburu, E. (2015). Fund flows and performance in Brazil. *Journal of Business Research*, 68(2), 199-207.

- Białkowski, J., Bohl, M. T., Kaufmann, P., & Wisniewski, T. P. (2013). Do mutual fund managers exploit the Ramadan anomaly? Evidence from Turkey. *Emerging Markets Review*, 15, 211-232.
- Brandt, M. W., & Wang, K. Q. (2003). Time-varying risk aversion and unexpected inflation. *Journal of Monetary Economics*, 50, 1457-1498.
- Brown, S. J., Sotes-Paladino, J., Wang, J. G., & Yao, Y. (2017). Starting on the wrong foot: seasonality in mutual fund performance. *Journal of Banking and Finance*, 82, 133-150.
- Caporale, G. M., & Zakirova, V. (2017). Calendar anomalies in the Russian stock market. *Russian Journal of Economics*, 3, 101-108.
- Carvalho, L. F., & Malaquias, R. F. (2012). Anomalias de calendário no mercado brasileiro: uma análise com empresas pertencentes ao IGC. *Revista Contemporânea de Economia e Gestão*, 10(2), 25-35.
- Cecchetti, S. G., Genberg, H., Lipsky, J., & Wadhvani, S. (2000). *Asset prices and Central Bank policy* (Geneva Reports on the World Economy No. 2). Geneva, Switzerland: International Centre for Monetary and Banking Studies.
- Chalmers, J., Kaul, A., & Phillips, B. (2013). The wisdom of crowds: mutual fund investors' aggregate asset allocation decisions. *Journal of Banking & Finance*, 37, 3318-3333.
- Chen, H., & Malaquias, R. F. (2018). Does individual fund shareholder structure matter? A study of exclusive funds in Brazil. *Review of Economics and Finance*, 12(2), 1-15.
- Chevalier, J., & Ellison, G. (1997). Risk taking by mutual funds as a response to incentives. *Journal of Political Economy*, 105, 1167-1200.
- Choi, H.-S. (2015). Seasonality in mutual fund flows. *The Journal of Applied Business Research*, 31(2), 715-726.
- Choi, H.-S., Ryu, D., & Seok, S. (2017). The turn-of-the-year effect in mutual fund flows. *Risk Management*, 10(2), 131-158.
- Comissão de Valores Mobiliários. (2014, 17 de dezembro). *Instrução CVM n. 555. Dispõe sobre a constituição, a administração, o funcionamento e a divulgação de informações dos fundos de investimento*. Rio de Janeiro, RJ: Autor.
- Costa, N. C. A., Jr. (1990). Sazonalidades do Ibovespa. *Revista de Administração de Empresas*, 30(3), 79-84.
- Costa, N. C. A., Jr., & O'Hanlon, J. (1991). O efeito tamanho versus o efeito mês-do-ano no mercado de capitais brasileiro: uma análise empírica. *Revista Brasileira de Mercado de Capitais*, 16(43), 61-74.
- Easterday, K. E., & Sen, P. K. (2016). Is the January effect rational? Insights from the accounting valuation model. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 59, 168-185.
- Fama, E. F. (1970). Efficient capital markets: a review of theory and empirical work. *The Journal of Finance*, 25(2), 383-417.
- Fama, E. F. (1981). Stock returns, real activity, inflation, and money. *The American Economic Review*, 71(4), 545-565.
- Ferreira, M. A., Keswani, K., Miguel, A. F., & Ramos, S. B. (2012). The flow-performance relationship around the world. *Journal of Banking & Finance*, 36, 1759-1780.
- Ferson, W. E., & Kim, M. S. (2012). The factor structure of mutual fund flows. *International Journal of Portfolio Analysis and Management*, 1(2), 112-143.
- Funchal, B., Lourenço, D., & Motoki, F. Y. S. (2016). Sofisticação dos investidores, liberdade de movimentação e risco: um estudo do mercado brasileiro de fundos de investimento em ações. *Revista de Contabilidade e Organizações*, 28, 45-57.
- Gallagher, D. R., & Pinnuck, M. (2006). Seasonality in fund performance: an examination of the portfolio holdings and trades of investment managers. *Journal of Business Finance & Accounting*, 33(7), 1240-1266.
- Goetzmann W. N., & Peles, N. (1997). Cognitive dissonance and mutual fund investors. *The Journal of Financial Research*, 20(2), 145-158.
- Grossi, J. C. (2018). *Os anos mudam mas o efeito continua o mesmo em todos os meses de janeiro? Uma análise de sazonalidade e do fluxo financeiro dos fundos de ações brasileiros* (Dissertação de Mestrado). Faculdade de Gestão e Negócios, Universidade Federal de Uberlândia, Uberlândia.
- Gultekin, M. N., & Gultekin, N. B. (1983). Stock market seasonality: international evidence. *Journal of Financial Economics*, 12(4), 469-481.
- Hau, H., & Lai, S. (2016). Asset allocation and monetary policy: evidence from the Eurozone. *Journal of Financial Economics*, 120(2), 309-329.
- Ippolito, R. A. (1989). Efficiency with costly information: a study of mutual fund performance, 1965-1984. *Quarterly Journal of Economics*, 104, 1-23.
- Kamstra, M. J., Kramer, L. A., Levi, M. D., & Wermers, R. (2017). Seasonal asset allocation: evidence from mutual fund flows. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 52(1), 71-109.
- Keim, D. (1983). Size-related anomalies and stock return seasonality: further empirical evidence. *Journal of Financial Economics*, 12, 473-490.
- Krishnamurthy, S., Pelletier, D., & Warr, R. (2018). Inflation and equity mutual fund flows. *Journal of Financial Markets*, 37, 52-69.
- Krugman, P. R., Obstfeld, M., & Melitz, M. J. (2014). *International economics theory and policy* (10a ed.). New York, NY: Pearson.
- Kumar, S. (2016). Revisiting calendar anomalies: three decades of multicurrency evidence. *Journal of Economics and Business*, 86, 16-32.
- Maestri, C. O. N. M., & Malaquias, R. F. (2017). Exposição a fatores de mercado de fundos de investimentos no Brasil. *Revista Contabilidade & Finanças*, 28(73), 61-76.
- Malaquias, R. F., & Mamede, S. P. N. (2015). Efeito calendário e finanças comportamentais no segmento de fundos multimercados. *Revista de Administração Contemporânea*, 19(Especial), 98-116.
- Mamede, S. P. N., & Malaquias, R. F. (2017). Monday effect in Brazilian hedge funds with immediate redemption. *Research in International Business and Finance*, 39, 47-53.
- Matallín-Sáez, J. C. (2006). Seasonality, market timing and performance amongst benchmarks and mutual fund evaluation. *Journal of Business Finance & Accounting*, 33(9), 0306-686X.

- Potin, A. S., Potin, S., Cunha, C. M. P. & Bortolon, P. M. (2015). Efeito janeiro nas ações e ADRs de empresas brasileiras após o início da tributação de ganhos de capital. *REAd*, 81(2), 320-347.
- Rozeff, M. S., & Kinney, W. (1976). Capital market seasonality: the case of stock returns. *Journal of Financial Economics*, 3(4), 379-402.
- Santos, J. O., Famá, R., Trovão, R., & Mussa, A. (2007, julho). Anomalias do mercado acionário brasileiro: a verificação do efeito janeiro no Ibovespa no período de 1969 a 2006. In *Anais do 7o Encontro Brasileiro de Finanças*. São Paulo, SP.
- Seif, M., Docherty, P., & Shamsuddin, A. (2017). Seasonal anomalies in advanced emerging stock markets. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 66, 169-181.
- Shiu, Y., Lee, C. I., & Gleason, K. C. (2014). Institutional shareholdings and the January effects in Taiwan. *Journal of Multinational Finance Management*, 27, 49-66.
- Sirri, E., & Tufano, P. (1998). Costly search and mutual fund flows. *Journal of Finance*, 53, 1589-1622.
- Thaler, R. H. (1987). Anomalies: the January Effect. *The Journal of Economic Perspectives*, 1(1), 197-201.
- Torres, R., Bonomo, M., & Fernandes, C. (2002). A aleatoriedade do passeio na Bovespa: testando a eficiência do mercado acionário brasileiro. *Revista Brasileira de Economia*, 56(2), 199-247.
- Varga, G., & Wengert, M. (2011). A indústria de fundos de investimentos no Brasil. *Revista de Economia e Administração*, 10(1), 66-109.
- Vidal-García, J., & Vidal, M. (2014). Seasonality and idiosyncratic risk in mutual fund performance. *European Journal of Operational Research*, 233, 613-624.
- Wachtel, S. B. (1942). Certain observations on seasonal movements in stock prices. *The Journal of Business*, 15, 184.
- Zaremba, A., & Schabek, T. (2017). Seasonality in government bond returns and factor premia. *Research in International Business and Finance*, 41, 292-302.
- Zhang, J., Lai, Y., & Lin, J. (2017). The day-of-the-week effects of stock markets in different countries. *Finance Research Letters*, 20, 47-62.

APÊNDICE A

Matriz de correlação

	Cap. Liq.	Cap. Liq.´	Dummy Jan.	Desemp. Pas.	Tx. Perform.	Tam. Fundo	Idade	Tam. Família	Inflação	Câmbio	Tx. Juros	Ibovespa
Cap. Liq.	1											
Cap. Liq.´	0,9697	1										
Dummy Jan.	0,0083	0,0102	1									
Desemp. Pas.	0,068	0,0657	-0,001	1								
Tx. Perform.	0,0182	0,0178	-0,0012	-0,0013	1							
Tam. Fundo	0,0204	0,0197	-0,0037	0,0516	-0,0735	1						
Idade	-0,0944	-0,0959	0,0005	-0,0105	-0,1481	0,0891	1					
Tam. Família	0,0124	0,0123	-0,005	0,0139	0,1034	0,2546	-0,1495	1				
Inflação	-0,0441	0,0443	0,2361	-0,0645	0,0148	-0,0565	-0,0276	0,012	1			
Câmbio	-0,0248	-0,0182	0,0911	-0,0331	0,0096	-0,0172	-0,007	0,0314	0,0926	1		
Tx. Juros	0,0055	0,0063	0,1699	0,0104	-0,0193	-0,0012	0,0395	-0,0928	-0,811	-0,0659	1	
Ibovespa	0,0036	0,0038	0,0335	0,0777	-0,0033	0,0123	0,0179	-0,0036	-0,1407	-0,6262	0,1036	1

Fonte: Elaborado pelos autores.

APÊNDICE B

Regressão com outra proxy para captação líquida

Variáveis do modelo	Modelo 1 – Captação Líquida'
Dummy Janeiro	0,006*** (6,250)
Tamanho do Fundo	0,001*** (3,870)
Idade do Fundo	-0,003*** (-19,050)
Taxa de Performance	-0,001 (-0,930)
Tamanho da Família do Fundo	-0,00004 (1,190)
Desempenho Passado	0,0001*** (20,000)
Inflação	-0,027*** (-10,420)
Taxa de Juros	-0,027*** (-10,690)
Taxa de Câmbio	-0,0003*** (-4,370)
Ibovespa	-0,0004*** (-8,490)
Constante	0,025** (2,840)
N	179.208
	Within
	0,030
R ²	Between
	0,038
	Overall
	0,027

Nota: *, ** e *** indicam nível de significância a 10%, 5% e 1%, respectivamente. Valores em negrito têm significância estatística. Utilizou-se dummy para ano. Utilizou-se uma proxy alternativa para captação líquida. Valores entre parênteses se referem às estatísticas t.

Fonte: Elaborado pelos autores.

APÊNDICE C

Regressões para testes de robustez

Variáveis do modelo	Modelos de regressão para testes de robustez		
	Modelo 2 – Amostra Fundos Iniciados e/ou Encerrados	Modelo 3 – Amostra Fundos Sobreviventes	Modelo 4 – Amostra sem FICs
Dummy Janeiro	0,005*** (4,710)	0,005** (2,400)	0,005** (3,460)
Tamanho do Fundo	0,002*** (5,090)	0,002*** (4,490)	0,005 (10,000)***
Idade do Fundo	-0,003*** (-19,270)	0,000 (-0,450)	-0,003* (-2,560)
Taxa de Performance	0,002 (1,280)	-0,0004 (-0,220)	-0,003 (-0,438)
Tamanho da Família do Fundo	0,001** (2,570)	0,0003 (-0,670)	0,001 (1,810)
Desempenho Passado	0,001*** (18,840)	0,001*** (12,990)	0,001** (14,370)
Inflação	-0,027*** (-9,120)	-0,003 (-0,500)	-0,018*** (-5,180)
Taxa de Juros	-0,028*** (-9,530)	-0,004 (-0,850)	-0,018*** (-5,430)
Taxa de Câmbio	-0,0004*** (-5,190)	-0,001** (-3,680)	0,000*** (-4,360)
Ibovespa	-0,0003*** (-5,930)	-0,0004*** (-3,770)	0,000*** (-6,560)
Constante	-0,005 (-0,510)	-0,027** (-2,030)	-0,072*** (-5,180)
N	161.581	20.184	114.153
R ²	Within	0,032	0,026
	Between	0,033	0,017
	Overall	0,027	0,021

Nota: *, ** e *** indicam nível de significância a 10%, 5% e 1%, respectivamente. Valores em negrito têm significância estatística. Foram usadas dummies para ano para os 3 modelos de regressão. As variáveis dependentes dos modelos 2, 3 e 4 foram estimadas por meio da métrica desenvolvida por Sirri e Tufano (1998), conforme especificado na metodologia. Valores entre parênteses se referem às estatísticas *t*.

Fonte: Elaborado pelos autores.