



## MARKET TIMING E CRIAÇÃO DE VALOR PARA OS ACIONISTAS SOB A PERSPECTIVA DA RETENÇÃO DE CAIXA

### MARKET TIMING AND VALUE CREATION FOR SHAREHOLDERS FROM THE PERSPECTIVE OF CASH HOLDING

### MARKET TIMING Y CREACIÓN DE VALOR PARA LOS ACCIONISTAS DESDE LA PERSPECTIVA DE LA RETENCIÓN DE EFECTIVO

Recebido em: 04-07-2022  
Avaliado em: 14-10-2022  
Reformulado em: 29-10-2022  
Aceito para publicação em: 31-10-2022  
Publicado em: 14-03-2023  
Editor Responsável: Tarcísio Pedro da Silva

Alessandro Henrique de Araújo Januário<sup>1</sup>

Adilson de Lima Tavares<sup>2</sup>

#### RESUMO

Esta pesquisa tem por objetivo investigar a relação entre a retenção de caixa e a criação de valor para os acionistas das empresas que utilizam o IPO como momento oportuno para o comportamento de *market timing* no mercado acionário brasileiro. A amostra do estudo consiste em 102 empresas não financeiras listadas na B3 que realizaram IPO entre 2004 e 2017, segregadas em dois grupos, *timers* e *non-timers* de mercado. No total, 202 IPOs ocorreram no decorrer do período delimitado, ademais, o comportamento do caixa foi analisado durante os oito trimestres subsequentes aos IPOs, resultando em 816 observações. Para atingir o objetivo, são propostos dois modelos econométricos, um para cada hipótese formulada, e o método de análise de dados utilizado é regressão em painel dinâmico com estimadores GMM-System de um estágio. Os dados financeiros, necessários para os cálculos das variáveis que compõem os modelos econométricos, foram coletados por meio da base *Refinitiv Eikon*®. As evidências da estimação do Modelo I confirmam a primeira hipótese, isto é, *timers* de mercado retêm mais caixa que *non-timers*. Por sua vez, os achados da estimação do Modelo II são inconclusivos, dado que a variável explanatória apresenta insignificância estatística, motivo pelo qual não é possível determinar a existência de uma relação entre retenção de caixa e criação de valor para os acionistas. Todavia, apesar de reter, em média, mais caixa que os *non-timers*, conforme evidenciado pelo Modelo I, as empresas que utilizam o IPO como momento oportuno para o comportamento de *market timing* no mercado acionário brasileiro apresentam menor valor criado para os acionistas, conforme demonstrado pelo Modelo II, haja vista que o MVA dos *timers* de mercado cresce 247 milhões (R\$) de um período para o outro, enquanto que o crescimento médio das empresas *non-timers* é de 534 milhões (R\$) de um período para o outro, uma diferença de 287 milhões (R\$). É possível que tal resultado derive do alto custo de oportunidade do caixa ocioso, pois, como o *market timing* trata-se de uma prática oportunista, os gestores, em geral, não têm destinação imediata para o recurso constituído.

**Palavras-chave:** Market Timing. Criação de Valor. Retenção de Caixa.

<sup>1</sup> Doutorando em Ciências Contábeis (PPGCC/UFPB); ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-0102-1925>; E-mail: [alessandro.januario@academico.ufpb.br](mailto:alessandro.januario@academico.ufpb.br)

<sup>2</sup> Doutor em Ciências Contábeis (UnB/UFPB/UFRN); Professor da Universidade Federal do Rio Grande do Norte; ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-7800-9473>; E-mail: [adilson.tavares@uol.com.br](mailto:adilson.tavares@uol.com.br)

## ABSTRACT

This research investigates the relationship between cash retention and value creation for the shareholders of companies that use the IPO as an opportune moment for market timing behavior in the Brazilian stock market. The study sample consists of 102 non-financial companies listed on B3 that carried out an IPO between 2004 and 2017, segregated into two groups, market timers, and non-timers. In total, 202 IPOs took place during the period; cash behavior was also analyzed during the eight quarters following the IPOs, resulting in 816 observations. To achieve the objective, two econometric models are proposed, one for each formulated hypothesis, and the data analysis method used is dynamic panel regression with one-stage GMM-System estimators. The financial data necessary for calculating the variables that make up the econometric models were collected using the Refinitiv Eikon® database. The evidence from the Model I estimation confirms the first hypothesis: Market timers retain more cash than non-timers. In turn, the findings of the estimation of Model II are inconclusive, given that the explanatory variable is statistically insignificant, which is why it is not possible to determine the existence of a relationship between cash retention and shareholders' value creation. However, despite retaining, on average, more cash than non-timers, as evidenced by Model I, companies that use the IPO as an opportune moment for market timing behavior in the Brazilian stock market have lower value created for shareholders, as shown by Model II, given that the MVA of market timers grows by 247 million (R\$) from one period to the other, while the average growth of non-timers is 534 million (R\$) from one period to the next for the other, a difference of 287 million (R\$). This result may derive from the high opportunity cost of idle cash since, as market timing is an opportunistic practice, managers generally do not have an immediate destination for the constituted resource.

**Keywords:** Market Timing. Value Creation. Cash Retention.

## RESUMEN

Esta investigación tiene como objetivo investigar la relación entre la retención de efectivo y la creación de valor para los accionistas de empresas que utilizan la salida a bolsa como un momento oportuno para el comportamiento del market timing en el mercado de valores brasileño. La muestra del estudio está formada por 102 empresas no financieras listadas en B3 que realizaron una salida a bolsa entre 2004 y 2017, segregadas en dos grupos, timers y non-timers de mercado. En total, se realizaron 202 IPOs durante el período delimitado, además, se analizó el comportamiento del efectivo durante los ocho trimestres siguientes a las IPOs, resultando 816 observaciones. Para lograr el objetivo, se proponen dos modelos econométricos, uno para cada hipótesis formulada, y el método de análisis de datos utilizado es la regresión de panel dinámico con estimadores del GMM-System de una etapa. Los datos financieros, necesarios para el cálculo de las variables que componen los modelos econométricos, fueron recolectados utilizando la base de datos Refinitiv Eikon®. La evidencia de la estimación del Modelo I confirma la primera hipótesis, es decir, los timers de mercado retienen más efectivo que los non-timers. A su vez, los resultados de la estimación del Modelo II no son concluyentes, dado que la variable explicativa es estadísticamente insignificante, por lo que no es posible determinar la existencia de una relación entre la retención de efectivo y la creación de valor para los accionistas. Sin embargo, apesar de retener, en promedio, más efectivo que los non-timers, como lo demuestra el Modelo I, las empresas que utilizan la oferta pública inicial como un momento oportuno para el comportamiento de sincronización del mercado en el mercado de valores brasileño tienen un valor creado menor para los accionistas, como lo muestra el Modelo II, dado que el MVA de los timers de mercado crece en 247 millones (R\$) de un período a otro, mientras que el promedio de crecimiento de los non-timers es de 534 millones (R\$) de un período a otro. una diferencia de 287 millones (R\$). Es posible que este resultado se derive del alto costo de oportunidad del efectivo ocioso, ya que, como el market timing es una práctica oportunista, los gerentes, en general, no tienen un destino inmediato para el recurso constituido.

**Palabras-clave:** Market Timing. Creación de Valor. Retención de Efectivo.

## 1 INTRODUÇÃO

De acordo com Arosa, Richie e Schuhmann (2014), as decisões de financiamento externo são o principal desafio para as empresas que atuam nos países emergentes devido ao subdesenvolvimento dos mercados de capitais. A questão do capital próprio *versus* capital de terceiros tem sido explorada na literatura financeira desde 1958, quando Modigliani e Miller propuseram um teorema cujo preceito fundamental é que o valor das empresas independe da forma como são financiadas. Em função disso, esse teorema ficou conhecido como “o princípio da irrelevância da estrutura de capital”.

Modigliani e Miller (1958) emitiram duas proposições iniciais, no qual a primeira afirma que não é a combinação de valores mobiliários emitidos que afeta o valor das empresas, mas a taxa de retorno dos ativos reais, e a segunda afirma que, embora o valor das empresas alavancadas permaneça constante, o custo do patrimônio aumenta devido ao risco de dívida. Ambas as proposições concluem que a alavancagem não afeta o valor das empresas (Muradoglu & Sivaprasad, 2012).

Todavia, pesquisas posteriores revelaram evidências contra o Teorema MM. Por ser comum entre as empresas o desconto de projetos de investimento com o WACC (*Weighted Average Cost of Capital*), a proposição de irrelevância da estrutura de capital encontrou dificuldade em ser validada no mundo real (Simmons-Suer, 2018).

Após revisões do Teorema MM, teorias como *trade-off*, *pecking order* e *market timing* foram desenvolvidas para contrapor-lo. A teoria da agência (Jensen & Meckling, 1976) também explica as opções de estrutura de capital feitas pelas empresas, além disso, se relaciona com o Teorema MM em função do conflito que surge entre acionistas e credores quando da emissão de dívida. Myers (1977) ressalta que a dívida faz com que as empresas renunciem à opção de crescer porque quaisquer ganhos serão atribuídos aos credores e não aos acionistas, resultando em subinvestimento.

Tomadas em conjunto, as teorias supracitadas contestam o princípio da irrelevância da estrutura de capital, ensejando que os gestores podem influenciar o valor criado para os acionistas ao escolher a combinação mais adequada de patrimônio e dívida (Hovakimian, 2006; Arosa, Richie, Schuhmann, 2014; Ardalán, 2017). Neste cenário, é sob a abordagem do *market timing* que este trabalho se desenvolve, tratando-se de uma teoria alternativa considerada, conforme Baker e Wurgler (2002), como a que explica de forma mais natural as escolhas das empresas de capital aberto no que tange a sua fonte de financiamento.

Assim, o objetivo da pesquisa é investigar a relação entre a retenção de caixa e a criação de valor para os acionistas das empresas que utilizam o IPO (*Initial Public Offering*) como momento oportuno para o comportamento de *market timing* no mercado acionário brasileiro. Apesar de emergente, o mercado de capitais no Brasil tem crescido nos últimos anos, tornando cada vez mais relevantes estudos desenvolvidos em seu contexto. A estrutura de capital é uma temática amplamente abordada no cenário brasileiro, porém, os trabalhos majoritariamente se debruçam sobre as abordagens teóricas tradicionais, isto é, *trade-off* e *pecking order*, enquanto a minoria deles são desenvolvidos no âmbito do *market timing*.

Além disso, grande parte dos trabalhos nacionais sobre o tema encontra evidências fracas do comportamento de *market timing* em empresas brasileiras, cujo resultado pode ter decorrido da inexistência deste comportamento ou mesmo pode ter sido gerado pela abordagem empírica utilizada, reforçando a necessidade de novos estudos que adotem metodologias diferentes.

## 2 REFERENCIAL TEÓRICO

### 2.1 Estrutura de capital e a teoria do *market timing*

A teoria do *market timing* foi desenvolvida como alternativa às teorias tradicionais da estrutura de capital e, apesar de ser atribuída ao estudo de Baker e Wurgler (2002), trabalhos anteriores já evidenciavam a tendência das empresas em aproveitar janelas de oportunidade para decidir usar capital próprio ou de terceiros (Taggart, 1977; Jalilvand & Harris, 1984; Asquith & Mullins, 1986;

Ritter, 1991; Loughran & Ritter, 1995; Rajan & Zingales, 1995; Jung et al., 1996; Rajan & Servaes, 1997; Pagano et al., 1998; Hovakimian et al., 2001).

Graham e Harvey (2001) consideram o *market timing* um aspecto importante da política financeira corporativa, sendo amplamente aceito que tal política é significativamente influenciada pelas condições de mercado (Baker & Wurgler, 2002; Fama & French, 2002; DeAngelo et al., 2010). Em complemento Iyer e Javadi (2018) citam que o *market timing* é uma temática importante na pesquisa financeira, constando na literatura que aborda os seus efeitos na estrutura de capital.

O *market timing* difere das demais teorias citadas anteriormente principalmente pelo fato de evidenciar forte efeito persistente dos valores de mercado e de suas flutuações na estrutura de capital. As teorias tradicionais não foram capazes de explicar esses efeitos a longo prazo. Nessa linha, o *trade-off* estabelece que as flutuações entre o mercado e o valor contábil têm influência de curto prazo na alavancagem financeira; e a *pecking order*, por sua vez, estabelece que as empresas emitem ações como último recurso (Baker & Wurgler, 2002; Hovakimian, 2006; Kayhan & Titman, 2007; Zavertiaeva & Nechaeva, 2017).

A base das teorias do *market timing* e da *pecking order* é a assimetria informacional, no entanto, para o *market timing*, a assimetria informacional impactará diretamente na decisão de emitir dívida ou ações, e os gestores tentarão obter ganhos gerados pela existência e/ou variação no grau de assimetria informacional; todavia, para a *pecking order*, o efeito gerado pela assimetria é a existência de uma ordem de preferências por tipos de financiamento, sendo preferíveis as fontes menos sensíveis às informações assimétricas (Albanez, 2012).

Apesar das particularidades inerentes a cada teoria, Huang e Ritter (2009) e Allini et al. (2018) discorrem que o *market timing* apresenta semelhança com a *pecking order* no que condiz à determinação da estrutura de capital como o resultado de decisões históricas de financiamento externo em vez de objetivo primário em si.

Zavertiaeva e Nechaeva (2017) enfatizam que o *market timing* está alinhado à uma perspectiva comportamental, cuja pressuposição é que os investidores/gestores são irracionais e que a estrutura de capital afeta suas percepções do valor de uma empresa. Dessa forma, os gestores venderão ações quando acreditarem que estão sobrevalorizadas pelo mercado e as recomprarão quando acreditarem que estão subvalorizadas.

O propósito dessa prática é obter vantagem por meio das flutuações temporárias no valor do patrimônio líquido até que o preço convirja para o seu valor intrínseco, ou seja, o valor presente resultante do somatório dos rendimentos futuros (Baker & Wurgler, 2002; Zavertiaeva & Nechaeva, 2017).

Segundo Wadhwa e Syamala (2018), há duas razões pelas quais as empresas optam pelo *market timing*: a) elas procuram por oportunidades e emitem patrimônio quando as avaliações de mercado estão altas, b) os gestores se comportam oportunisticamente e vendem ações a preços altos a investidores otimistas acerca das perspectivas futuras da empresa. Entretanto, Wadhwa e Syamala (2018) afirmam que a segunda razão não predomina entre os investidores, pois acreditam que o mercado é eficiente e os gestores não possuem capacidade de cronometrá-lo, impossibilitando usar informação interna para vender ações sobrevalorizadas.

## 2.2 Criação de valor e retenção de caixa

Nos fundamentos teóricos da gestão corporativa, existem duas abordagens para a determinação da criação de valor: sob a ótica do acionista e das partes interessadas. A abordagem do valor para o acionista é alicerçada na teoria financeira, que trata da priorização da maximização do patrimônio líquido (Alsoboa, 2017; Siburian & Yohanes, 2019).

Embora os resultados empíricos de determinados trabalhos demonstrem a existência do *market timing*, inclusive, apontando-o como prática comum, a literatura acerca de sua efetividade enquanto política financeira de criação de valor para os acionistas é incipiente (Iyer & Javadi, 2018). Para além disso, observa-se também escassez quanto à adoção da perspectiva da retenção de caixa

nesse contexto. Outrossim, a variável dependente de tais estudos não é a mesma, como nas pesquisas de Song (2009) e Iyer e Javadi (2018), em que se admitiu, respectivamente, o Q de Tobin e o retorno anormal das ações como *proxy* para o valor criado para os acionistas.

A literatura de economia e finanças discorre acerca de quatro motivos que explicam as participações corporativas em dinheiro, sendo eles os motivos de transação, precaução, agência e tributário (Bates et al., 2009; Denis, 2011; Habib & Hasan, 2017). Dos motivos citados, o de agência é o único que sugere redução de valor ao considerar que um gestor cobiça grande quantidade de dinheiro porque isso lhe trará poder para controlar a empresa. Ademais, quando a empresa possui caixa suficiente para investimentos futuros, o gestor não necessita da arrecadação de fundos externos e, portanto, não precisa fornecer aos investidores informações sobre os projetos de investimento da empresa (Jensen & Meckling, 1976).

Gestores entrincheirados, como argumentado por Jensen e Meckling (1976), preferem reter dinheiro a aumentar os pagamentos dos acionistas quando a empresa tem poucas oportunidades de investimento, pois a retenção de caixa aumenta o nível de ativos que eles controlam e lhes permite flexibilidade para encaixar seus próprios objetivos. Por sua vez, Dittmar, Mahrt-Smith e Servaes (2003) evidenciam que as empresas detêm mais dinheiro em países que apresentam maiores problemas de agência.

Conforme Harford, Mansi e Maxwell (2008), os gestores entrincheirados são propensos a gerar saldos de caixa, mas depois tendem a desperdiçar fluxo de caixa livre rapidamente aplicando-o em projetos de valor presente líquido negativo. Assim, sob a ótica da agência, a retenção de caixa incorre em redução de valor, pois os gestores exploram a folga financeira investindo em períodos com poucas oportunidades de crescimento em vez de usar a folga para propósitos produtivos.

No passado, até meados dos anos 1980, a criação de valor era um objetivo corriqueiramente ignorado, ou, pelo menos, mal compreendido. Durante a década de 1990, juntamente com a ascensão do princípio da gestão baseada em valor, os objetivos corporativos passaram a ser focados na criação de valor, alcançando, portanto, retornos satisfatórios por meio do aumento da lucratividade dos acionistas. Entretanto, as medidas contábeis tradicionais são frequentemente criticadas por causa de sua deficiência em expressar o valor real criado pelas empresas (Alsoboa, 2017).

Há uma quantidade considerável de indicadores que podem ser usados para medir o valor criado, entre eles, inclui-se o MVA (*Market Value Added*), que se trata de uma medida de valor para o acionista introduzida por Stewart (1991). De acordo com o MVA, o foco no aumento da riqueza dos acionistas é voltado à maximização do valor de mercado da empresa em relação ao capital total investido. O MVA trata-se de uma medida de desempenho externo, que é considerado o melhor índice de criação de valor para os acionistas (Alsoboa, 2017).

Assim, devido à capacidade do MVA de representar o valor criado para os acionistas, optou-se por aplicá-lo neste estudo. Alguns autores (Alsoboa, 2017; Siburian & Yohanes, 2019; Saputra et al., 2019) discorrem que existe relação significativa entre MVA e EVA (*Economic Value Added*), pois suas pesquisas apontaram que ambos estão correlacionados. Todavia, como o EVA é obtido a partir do NOPAT (*Net Operating Profit After Taxes*), que é parte de caixa, e sua relação com a retenção de caixa acarretaria, neste caso especificamente, em endogeneidade.

## 2.3 Desenvolvimento das hipóteses de pesquisa

Embora a evidência coletiva aponte a presença de tentativas de *market timing*, quantificar seu impacto na atividade de financiamento é árduo. Responder perguntas quantitativas sobre o *market timing* requer uma medida de timing e isso não está tão conectado a outros determinantes da política de financiamento, portanto, o mercado de oferta pública inicial (IPO) constitui um laboratório natural para analisá-lo (Alti, 2006).

Captar a tentativa de *market timing* com o IPO considera três fatores: a) trata-se do evento financeiro mais expressivo da existência de uma companhia de capital aberto, b) tentativas de *market timing* são mais aparentes em IPOs do que em outros momentos e, c) os investidores encaram maior

grau de incerteza e assimetria informacional quando avaliam companhias que fazem IPO do que companhias abertas maduras (Albanez, 2012).

A medida de timing definida por Alti (2006), influente autor dessa temática, é se o IPO ocorreu em um período “quente” de emissão de ações, caracterizado pelo alto volume de IPOs em termos de número de emissores, ou em um período “frio” de emissão de ações, caracterizado pelo baixo volume de IPOs em termos de número de emissores. Conforme a lógica dessa medida, se os emissores consideram os períodos quentes como janelas de oportunidade com custo do capital próprio, devem reagir emitindo mais patrimônio.

Quantificar as tentativas de *market timing* dessa maneira provê vantagem de não captar características do nível da empresa, pois a medida de timing é, em vez disso, uma função das condições do mercado. Logo, é provável que a amostra de IPO seja reveladora de motivos puros de *market timing* (Rossi Jr. & Marotta, 2010), motivo pelo qual a metodologia desenvolvida por Alti (2006) foi adotada neste estudo.

Os períodos de mercado aquecido aumentam principalmente os saldos de caixa das empresas, o que é consistente com a ideia de que os timers de mercado emitem mais patrimônio do que suas necessidades de capital ditam (Baker et al., 2003; Antoniou et al., 2009; Bolton et al., 2013). Portanto, espera-se que haja maior retenção de caixa durante períodos de mercado aquecido se comparado aos períodos de mercado arrefecido, haja vista que as empresas não têm destinação imediata ou um plano de investimento para o capital constituído (Baker & Wurgler, 2002). A partir desse insight, foi desenvolvida a seguinte hipótese:

*H1: Timers de mercado retêm mais caixa que non-timers.*

A confirmação da hipótese supracitada depende da investigação do comportamento do saldo de caixa subsequente aos IPOs, em que H1 é baseada nas diretrizes teóricas. Todavia, a refutação de H1 pode sugerir que o saldo de caixa gerado por meio do *market timing* tende a se esgotar mais rápido, e isso se deve ao fato que o *market timing* reduz custo de capital (Baker et al., 2003; Antoniou et al., 2009; Bolton et al., 2013) o que pode impulsionar projetos de valor presente líquido negativo.

Apesar dos custos de agência e oportunidade, Keynes (1937) defende a existência de dois grandes benefícios no que tange a retenção dos saldos de caixa. Primeiro, as empresas podem economizar custos de transação usando dinheiro para fazer pagamentos sem ter que liquidar ativos. Segundo, e possivelmente mais relevante, elas podem reter caixa para proteger-se contra o risco de futuros déficits (Habib & Hasan, 2017; Le et al., 2018).

Por sua vez, Ozkan e Ozkan (2004) e Bates, Kahle e Stulz (2009) discorrem que uma política financeira corporativa eficaz deve estar alinhada com o objetivo de maximizar a riqueza dos acionistas. O alto custo de oportunidade do caixa ocioso é um fator que potencialmente pode reduzir valor, contudo, se a retenção de caixa é percebida como o resultado da avaliação de opções e projetos de investimento rentáveis, pode-se, por meio dela, criar valor. Com base no exposto, fundamentou-se a formulação da segunda hipótese:

*H2: Há impacto positivo da retenção de caixa na criação de valor para os acionistas das empresas timers de mercado.*

## 2.4 Antecedentes teóricos e empíricos

Na Tabela 1 consta trabalhos nacionais e internacionais que estão relacionados com a temática abordada neste estudo.

Tabela 1

*Estudos anteriores*

| Autor(es)                          | Objetivo(s)  | Resultado(s)   |
|------------------------------------|--|--|
| Song (2009)                        | Investigar o efeito de estratégias de <i>timing</i> no valor das empresas e analisar se os gestores conseguem cronometrar mercados de dívida eficientes ou se tentam fazê-lo em vão.                     | Os gestores tentam determinar o tempo dos mercados de dívida ao escolher o vencimento de novas emissões de dívida. Depois de controlar determinantes do valor da empresa, a pesquisa não encontrou diferenças de valor entre <i>timers</i> e <i>non-timers</i> de mercado. Os achados indicam que as estratégias de tempo não aumentam o valor das empresas e não afetam o efeito dos anúncios das ofertas de dívida de longo prazo.   |
| Mendes, Basso e Kayo (2009)        | Analisar a influência dos valores de mercado históricos sobre a estrutura de capital das empresas brasileiras, tendo como base as datas dos IPOs.  | Não foi constatada a persistência necessária da alavancagem para corroborar a teoria do <i>market timing</i> . A não comprovação das hipóteses de Baker e Wurgler (2002) para o Brasil pode ser devido às diferenças encontradas em relação aos mercados de capitais dos dois países. Destaca-se que no Brasil a quantidade de empresas listadas na bolsa é reduzida e a liquidez das ações é baixa, logo, o preço das ações pode não refletir com confiabilidade o valor intrínseco das empresas.   |
| Rossi Jr. e Marotta (2010)         | Verificar se o comportamento relacionado ao <i>market timing</i> afeta o volume de ações emitido no IPO e o consequente efeito na estrutura de capital das empresas.                                     | As empresas brasileiras adotam um comportamento oportunístico emitindo um volume maior de ações em períodos denominados como “quentes”. Todavia, o impacto do <i>market timing</i> na estrutura de capital das empresas limita-se ao curto prazo, não apresentando persistência da alavancagem, pois ela retorna quase aos níveis anteriores alguns trimestres após a emissão.   |
| Costa e Machado (2014)             | Averiguar se a ocorrência do <i>market timing</i> e o estágio do ciclo de vida influenciam na decisão de realizar uma oferta pública de distribuição de ações subsequente (SEO) em empresas brasileiras. | Existe relação entre a realização de oferta pública de distribuição de ações subsequente e índice MtB e tamanho das empresas com a probabilidade estimada da realização de uma oferta SEO, sendo positivamente relacionada ao índice MtB (conforme prevê a teoria de <i>market timing</i> ) e tamanho da empresa. Por outro lado, não foram observadas evidências que confirmem a relação do estágio do ciclo de vida e do retorno acionário, tanto no ano anterior, quanto no ano subsequente à realização com a decisão de realizar uma oferta pública de distribuição de ações subsequente. |
| Iyer e Javadi (2018)               | Examinar o comportamento do caixa captado mediante esforços de <i>market timing</i> e o êxito de tais esforços na geração de valor para os acionistas.   | O nível do saldo de caixa dos <i>timers</i> de mercado declinou menos que o dos <i>non-timers</i> durante os dois primeiros trimestres após o IPO. Entretanto, não há diferença significativa entre o nível do saldo de caixa de <i>timers</i> e <i>non-timers</i> após o segundo trimestre, apontando que essa estratégia, em média, não cria valor para os acionistas.   |
| Babenko, Tserlukevich e Wan (2020) | Examinar como os acionistas são afetados pelo <i>market timing</i> .   | O <i>market timing</i> pode afetar os atuais acionistas através da mudança no preço das ações no anúncio das transações da empresa e na quantidade de ações negociadas, enquanto seus benefícios na forma de maior retorno a longo prazo não acumulam a todos os acionistas porque a maioria dos acionistas liquida suas participações mais cedo.  |

Conforme exposto na Tabela 1, é factual a existência da literatura que versa acerca do *market timing* e suas implicações, no entanto, a efetividade dessa estratégia no que concerne à criação de valor recebeu menos atenção por parte dos pesquisadores, motivo pelo qual tornou-se objeto deste estudo.

### 3 PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS

#### 3.1 Amostra, coleta e tratamento dos dados

A quantidade de IPOs realizados no Brasil de 2004 a 2017 foram as primeiras informações requeridas para a condução do presente estudo. A janela temporal de análise compreende o período 2004-2019, haja vista que o comportamento do caixa das empresas da amostra é analisado durante os oito trimestres subsequentes aos IPOs. O limite de oito trimestres ocorre devido esse período ser considerado suficientemente longo para que as empresas implantem seu capital (Iyer & Javadi, 2018). Os dados financeiros, necessários para os cálculos das variáveis, foram obtidos por meio da base *Refinitiv Eikon*®.

A investigação abrangeu apenas as empresas que realizaram IPO, dado que o comportamento de *market timing* é mais presente no IPO devido ao maior grau de assimetria informacional. No total, 202 IPOs ocorreram no decorrer do período delimitado. Na Tabela 2 consta o quantitativo da distribuição anual dos IPOs.

**Tabela 2**

*Número de IPOs no período 2004-2017*

| Anos       | 2004 | 2005 | 2006 | 2007 | 2008 | 2009 | 2010 | 2011 | 2012 | 2013 | 2014 | 2015 | 2016 | 2017 |
|------------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|
| Nº de IPOs | 11   | 19   | 23   | 58   | 9    | 6    | 13   | 11   | 11   | 12   | 4    | 4    | 5    | 16   |

Fonte: dados da B3 (2021).

A mensuração da temperatura do mercado segue a metodologia de Alti (2006), adaptada por Iyer e Javadi (2018). Com base no volume trimestral de IPOs, os trimestres quentes são definidos como aqueles que estão acima da média na distribuição do volume de IPOs em todo o período amostral, enquanto os trimestres frios são definidos como aqueles que estão abaixo dessa média, conforme demonstrado na Tabela 3.

**Tabela 3**

*Classificação dos trimestres em quentes e frios*

| Trimestres | 2004 | 2005 | 2006 | 2007 | 2008 | 2009 | 2010 | 2011 | 2012 | 2013 | 2014 | 2015 | 2016 | 2017 |
|------------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|
|            | 11   | 19   | 23   | 58   | 9    | 6    | 13   | 11   | 11   | 12   | 4    | 4    | 5    | 16   |
| jan/mar    | 1    | 1    | 4*   | 9*   | 2    | 1    | 1    | 4*   | 3    | 2    | 2    | 2    | 2    | 3    |
| abr/jun    | 5*   | 11*  | 9*   | 20*  | 6*   | 2    | 4*   | 4*   | 4*   | 5*   | 0    | 1    | 0    | 3    |
| jul/set    | 1    | 4*   | 2    | 21*  | 1    | 0    | 4*   | 3    | 2    | 1    | 0    | 0    | 2    | 4*   |
| out/dez    | 4*   | 3    | 8*   | 8*   | 0    | 3    | 4*   | 0    | 2    | 4*   | 2    | 1    | 1    | 6*   |

De acordo com a Tabela 3, são 56 trimestres abarcados pelo período delimitado. Dessa forma, visto que foram realizados 202 IPOs, a razão entre a quantidade de IPOs e o total de trimestres do período é igual a 3,61. Logo, essa é a média considerada para segregar os trimestres em quentes e frios. Os trimestres cuja quantidade de IPOs realizados ficou acima de 4, haja vista que é impossível considerar 3,61 IPOs, são classificados como quentes, e estão destacados com asterisco, enquanto os demais são classificados como frios. A aplicação desse método resultou em 22 trimestres quentes e 34 frios.

A população é composta pelas empresas listadas na B3. Quanto à amostra, as empresas do setor financeiro foram excluídas por possuírem estrutura patrimonial e operacional distintas das demais, o que poderia causar distorção na definição de algumas variáveis e enviesar os resultados. Também foram excluídas as que não dispuseram de dados suficientes para os cálculos das variáveis e aquelas cujo Patrimônio Líquido é negativo, resultando em 102 empresas, conforme a Tabela 4.



Tabela 4

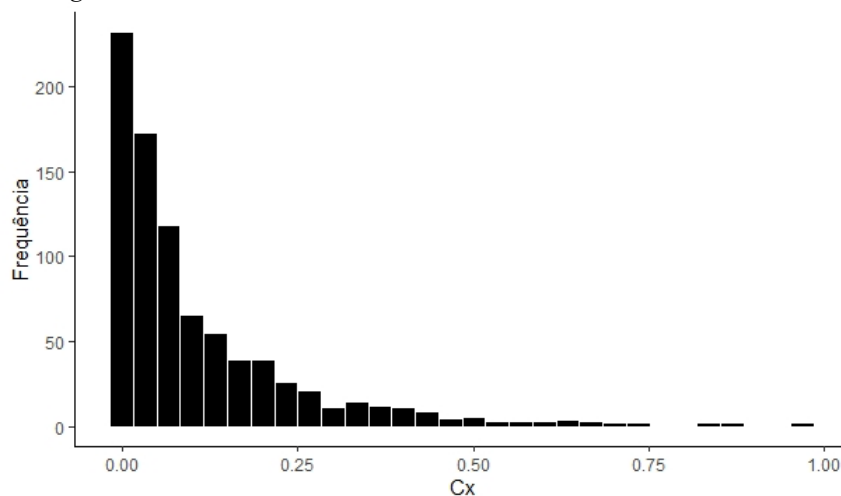
*Composição das empresas investigadas*

| <b>Total de empresas listadas na B3</b>               | <b>436</b> |
|---|------------|
| (-) Empresas do setor financeiro                      | (66)       |
| (-) Empresas que não realizaram IPO entre 2004 e 2017 | (168)      |
| (-) Empresas com dados incompletos                    | (94)       |
| (-) Empresas com Patrimônio Líquido negativo          | (6)        |
| <b>(=) Total de empresas investigadas</b>             | <b>102</b> |

A quantidade de empresas excluídas em função de dados incompletos é elevada devido à imposição de que as empresas investigadas apresentassem dados em todos os trimestres analisados para evitar a diminuição da eficiência do estimador, que poderia implicar em viés no processo de análise, logo, após as exclusões, obteve-se um total de 816 observações.

Os testes de normalidade realizados, Shapiro-Wilk e Shapiro-Francia, cujo  $p$  foi 0 em ambos, apontaram que os dados deste estudo não possuem distribuição normal. Tais testes são importantes para evidenciar a distribuição dos dados e determinar, por exemplo, o coeficiente de correlação mais adequado. Destaca-se ainda que, conforme o Gráfico 1, o histograma reforça a assunção de não normalidade dos dados, sendo essa uma característica observada também nas demais variáveis.

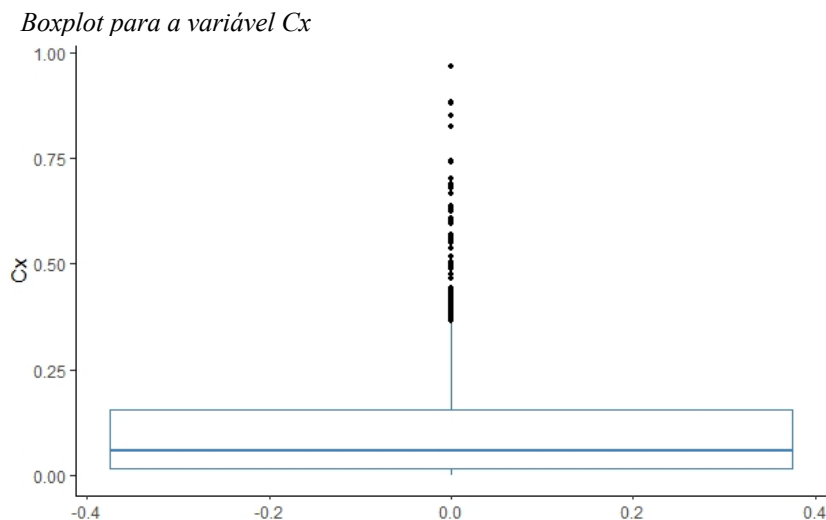
Gráfico 1

*Histograma da variável Cx*

Nota-se que o histograma do Gráfico 1 ilustra um volume de dados assimétrico à esquerda, ou seja, reflete um comportamento decrescente, indicando que os dados não são normalmente distribuídos, dado que não tendem à média. Além disso, as barras isoladas na extremidade direita do eixo x da distribuição, compreendidas no intervalo 0.75 a 1.0, identificam *outliers*.

A presença de *outliers*, demonstrados no histograma, é constatada por meio do *boxplot*. Assim, o Gráfico 2 evidencia os *outliers* da variável Cx, que se trata da variável de maior interesse neste estudo, haja vista que assume posição de variável dependente do Modelo I e de variável explanatória do Modelo II. Para mitigar o efeito potencial dos *outliers*, que podem causar anomalias nos resultados obtidos, as observações foram winsorizadas nos níveis de 1% e 99% (Rapp et al., 2014; Chen et al., 2015; Habib & Hasan, 2017).

Gráfico 2



### 3.2 Método de análise dos dados

Devido à característica do conjunto de dados coletado, o método de análise utilizado é a regressão em painel dinâmico. Conforme Cameron e Trivedi (2005), a análise de dados em painel tem como maior vantagem o aumento da precisão da estimação dos parâmetros. Para Baltagi (2008), Greene (2012) e Hsiao (2014), os dados em painel ainda fornecem outras vantagens, como a observação de relações dinâmicas entre os indivíduos, menor colinearidade e controle do impacto de variáveis omitidas e da heterogeneidade.

Entretanto, nas formulações dinâmicas com dados em painel, a correlação existente entre a variável dependente defasada ( $y_{i,t-1}$ ) e o termo de erro ( $\varepsilon_{it}$ ) implicam em endogeneidade ao modelo, que resulta na dissipação do efeito causal do parâmetro estimado pela regressão. A verificação da suposição de exogeneidade não é realizada facilmente, visto que o termo de erro não é diretamente observável (Wooldridge, 2013).

Diante do problema exposto, a utilização de variáveis instrumentais é uma solução viável. Contudo, as variáveis precisam atender a duas condições, simultaneamente, para serem consideradas bons instrumentos (relevantes e válidos): correlacionar-se parcialmente com o regressor endógeno e não se correlacionar com o termo de erro (Wooldridge, 2013).

Assim, optou-se pelo uso dos estimadores GMM-System (Blundell & Bond, 1998), pois admitem instrumentos que sejam somente sequencialmente exógenos. O GMM-System consiste em estimar uma equação de primeiras diferenças, incorporando nela as defasagens das variáveis em nível como instrumentos para a variável endógena. A grande vantagem desse método é a correção da endogeneidade a partir da criação de instrumentos próprios.

As variáveis instrumentais deste estudo são compostas pelas variáveis explanatórias em diferenças defasadas de três *lags*. A utilização de *lags* mais amplos potencializam efeitos indesejados de *overfitting*, motivo pelo qual as evidências econométricas apontadas na literatura convergem para defasagens entre dois e cinco *lags* (Pesaran, 2015).

O modelo GMM-System é sobreidentificado para painéis com período superior a três, haja vista que se utilizam todas as defasagens disponíveis como potenciais condições de momento (Medeiros & Mól, 2017). De forma a verificar a validade dos instrumentos utilizados, os procedimentos admitidos pelas proposições de Arellano e Bond (1991) e Blundell e Bond (1998) requerem o teste de Sargan de restrição sobreidentificada.

### 3.3 Especificação dos modelos econométricos e descrição das variáveis

Para atingir o objetivo da pesquisa, são propostos dois modelos econométricos, um para cada hipótese formulada. O primeiro modelo tem como função viabilizar a análise do comportamento do caixa das empresas da amostra para testar H1, permitindo inferir se as empresas *timers* de mercado retêm mais caixa que as *non-timers*. Assim, o modelo em questão é dado por:

$$Cx_{i,t} = \alpha + \beta_1 Cx_{i,t-1} + \beta_2 Temp_{i,t} + \Sigma(\beta_k)X_{i,t} + \varepsilon_{i,t} (I)$$

Em que  $Cx_{i,t}$  é a variável dependente e remete ao caixa retido da empresa  $i$  no período  $t$ . Por sua vez,  $Cx_{i,t-1}$  e  $Temp_{i,t}$  são as variáveis explanatórias, em que  $Cx_{i,t-1}$  trata-se da variável dependente defasada e  $Temp_{i,t}$  diz respeito à classificação da empresa em timer ou non-timer. Ademais,  $X_{i,t}$  concerne às variáveis de controle da empresa  $i$  no período  $t$ . Por fim,  $\varepsilon_{i,t}$  é o erro.

Na Tabela 5 consta a forma de mensuração das variáveis inseridas no modelo econométrico I, assim como os trabalhos que serviram de base teórica.

**Tabela 5**

*Variáveis que compõem o Modelo I*

| Variáveis                               | Mensuração   | Base Teórica  |
|---|--|---|
| Caixa Retido ( $Cx$ )                   | $\frac{\text{Caixa + Equivalentes de Caixa}}{\text{Ativo Total}}$  | Bates, Kahle e Stulz (2009); Chen et al. (2015); Al-Najjar (2015).  |
| Temperatura do Mercado ( $Temp$ )       | <i>Dummy</i> que é igual a um (1) se a empresa for classificada como <i>timer</i> de mercado, e zero (0) caso contrário.       | Alti (2006); Iyer e Javadi (2018).  |
| Capital de Giro Líquido/AT ( $CGL$ )    | $\frac{\text{Capital de Giro} - (\text{Caixa + Equivalentes})}{\text{Ativo Total}}$  | Ozkan e Ozkan (2004); Bao, Chan e Zhang (2012); Rapp, Schmid e Urban (2014); Chen et al. (2015); Habib e Hasan (2017).      |
| Fluxo de Caixa Operacional/AT ( $FCO$ ) | $\frac{\text{EBITDA}}{\text{Ativo Total}}$   | Opler et al. (1999); Bates, Kahle e Stulz (2009); Le et al. (2018).   |
| Alavancagem ( $Alav$ )                  | $\frac{\text{Exigível Total}}{\text{Ativo Total}}$   | Bates, Kahle e Stulz (2009); Bigelli e Sánchez-Vidal (2012); Al-Najjar (2015); Le et al. (2018).                            |
| <i>Market-to-Book</i> ( $MtB$ )         | $\frac{\text{Valor de Mercado}}{\text{Patrimônio Líquido}}$  | Opler et al. (1999); Ferreira e Vilela (2004); Yung, Li e Jian (2015); Iyer e Javadi (2018).                                |
| Tamanho ( $Tam$ )                       | Logaritmo natural do Ativo Total   | Almeida, Campello e Weisbach (2004); Harford, Mansi e Maxwell (2008); Bigelli e Sánchez-Vidal (2012); Iyer e Javadi (2018). |
| Dividendos ( $Div$ )                    | <i>Dummy</i> que é igual a um (1) se a empresa tiver efetuado pagamento de dividendos no exercício, e zero (0) caso contrário. | Dittmar, Mahrt-Smith e Servaes (2003); Bao, Chan e Zhang (2012); Rapp, Schmid e Urban (2014); Le et al. (2018).             |
| Crise Financeira ( $Crise$ )            | <i>Dummy</i> que é igual a um (1) para os anos de 2008 e 2009, e zero (0) para os demais anos.                                 | Albanez (2012).   |

Conforme a Tabela 5, enquanto  $Cx$  é a variável dependente que expressa o nível percentual de dinheiro e serve de *proxy* para a retenção de caixa,  $Temp$  é a variável explanatória que se trata de uma *dummy* cujo objetivo é segregar a amostra em dois grupos, um deles formado pelas empresas *timers* de mercado e o outro pelas *non-timers*. A mensuração de  $Temp$  considerou o método empregado por Alti (2006), que determina a temperatura do mercado com base no volume mensal de

IPOs, em que os meses quentes são definidos como aqueles que estão acima da média obtida a partir da razão entre o total de IPOs ocorridos no período delimitado e o total de meses do mesmo período. Os meses frios (quentes) são definidos como aqueles que estão abaixo (acima) dessa média. Com base nas diretrizes teóricas, espera-se que as empresas *timers* de mercado retenham mais caixa que as *non-timers*.

As demais variáveis que constam na Tabela 5 são os controles do modelo econométrico I. *CGL*, por exemplo, é aplicado para medir a liquidez, funcionando como substituto das reservas de caixa (Bao et al., 2012; Al-Najjar, 2015). Ferreira e Vilela (2004) e Bigelli e Sánchez-Vidal (2012) apontam que os custos para converter ativos líquidos em dinheiro são menos onerosos do que os de outros ativos, e Ozkan e Ozkan (2004) afirmam ainda que as empresas com ativos líquidos não dependem do mercado de capitais para acessar fundos, pois podem facilmente convertê-los em dinheiro. Logo, como *CGL* consiste em um controle da possibilidade de que outros ativos líquidos possam substituir o dinheiro, espera-se impacto negativo no índice de caixa (Bates, Kahle, & Stulz, 2009; Habib & Hasan, 2017).

Por sua vez, *FCO* trata-se de uma *proxy* da rentabilidade. Opler et al. (1999) sugerem que empresas com maior rentabilidade podem reter mais caixa com o objetivo de financiar investimentos futuros. No contexto do Reino Unido, Ozkan e Ozkan (2004) observaram impacto positivo do *FCO* no índice de caixa. Em contrapartida, Ferreira e Vilela (2004) defendem a existência de uma ligação negativa entre *FCO* e índice de caixa, porque a rentabilidade atua como fonte pronta de liquidez e pode ser substituída do dinheiro. Portanto, o impacto da rentabilidade na retenção de caixa pode ser tanto positivo quanto negativo.

Opler et al. (1999), Ferreira e Vilela (2004) e Ozkan e Ozkan (2004) defendem que a alavancagem influencia negativamente a retenção de caixa porque é de se esperar que empresas mais endividadas mantenham menos caixa. Entretanto, segundo Han e Qiu (2007), Bates, Kahle e Stulz (2009), Al-Najjar (2015) e Habib e Hasan (2017), empresas alavancadas têm maior propensão em reter caixa devido à possibilidade de falência, assim elas podem utilizar recursos em dinheiro para reduzir suas restrições de dívida. Assim, o impacto de *Alav* na retenção de caixa pode ser tanto positivo quanto negativo.

De acordo com Ferreira e Vilela (2004) e Habib e Hasan (2017), empresas com altas oportunidades de crescimento arcam com custos financeiros maiores, o que provoca influência positiva do *MtB*, utilizado como *proxy* para as oportunidades de crescimento, no caixa retido. Ademais, o custo da escassez de caixa é maior para as empresas com *MtB* elevado devido às perdas esperadas resultantes da renúncia de oportunidades rentáveis de investimento (Ferreira & Vilela, 2004; Al-Najjar, 2015). Em complemento, García-Teruel e Martínez-Solano (2008) discorrem que as oportunidades de crescimento impactam positivamente na retenção de caixa com base no motivo de precaução, pois o financiamento externo é oneroso devido à assimetria informacional.

O modelo de demanda de caixa proposto por Miller e Orr (1966) sugere que há potenciais economias de escala no gerenciamento de caixa, o que levaria as empresas maiores, isto é, cujo *Tam* é mais elevado, a reter menos caixa que as empresas menores (Ferreira & Vilela, 2004; Han & Qiu, 2007; Al-Najjar, 2015). Adicionalmente, Petersen e Rajan (2002) citam que as taxas incorridas na obtenção de fundos mediante empréstimos não estão relacionadas com o valor do empréstimo, indicando que são fixas, assim, a captação de recursos é relativamente mais onerosa para empresas menores, incentivando-as a reter mais caixa que as empresas maiores.

Conforme Ferreira e Vilela (2004), empresas que pagam dividendos podem levantar fundos a baixo custo, enquanto empresas que não pagam dividendos precisam recorrer ao mercado de capitais para captar recursos. Por conseguinte, espera-se que as empresas que pagam dividendos retenham menos caixa, pois é provável que elas se arrisquem menos (Bates et al., 2009, Habib & Hasan, 2017).

Por fim, *Crise* é uma *dummy* que tem por objetivo verificar as mudanças na retenção de caixa causadas no período da crise do *subprime* que ocorreu em meados de 2007 e atingiu seu auge em

2008, estendendo-se até 2009. Espera-se que, em função da recessão econômica, as empresas mantenham saldos de caixa maiores, com o intuito de proteger-se contra o risco de futuros déficits.

O segundo modelo tem como intuito testar H2, permitindo inferir se existe relação positiva entre retenção de caixa e criação de valor para os acionistas. Assim, o modelo em questão é dado por:

$$MVA_{i,t} = \alpha + \beta_1 MVA_{i,t-1} + \beta_2 Cx_{i,t} + \Sigma(\beta_k)X_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (II)$$

Em que  $MVA_{i,t}$  é a variável dependente e remete ao valor de mercado agregado da empresa  $i$  no período  $t$ . Por sua vez,  $MVA_{i,t-1}$  e  $Cx_{i,t}$  são as variáveis explanatórias, em que  $MVA_{i,t-1}$  trata-se da variável dependente defasada e  $Cx_{i,t}$  diz respeito ao caixa retido da empresa  $i$  no período  $t$ . Ademais,  $X_{i,t}$  concerne às variáveis de controle da empresa  $i$  no período  $t$ . Por fim,  $\varepsilon_{i,t}$  é o erro.

Na Tabela 6 consta a forma de mensuração das variáveis inseridas no modelo econométrico II, assim como os trabalhos que serviram de base teórica.

**Tabela 6**

*Variáveis que compõem o Modelo II*

| Variáveis                           | Mensuração  | Base Teórica  |
|-------------------------------------|---|---|
| Valor de Mercado Agregado ( $MVA$ ) | Valor Total de Mercado do PL<br>– Valor Total Contábil do PL                            | Alsoboa (2017); Siburian e Yohanes (2019); Saputra et al. (2019).   |
| Caixa Retido ( $Cx$ )               | $\frac{\text{Caixa} + \text{Equivalentes de Caixa}}{\text{Ativo Total}}$                | Bates, Kahle e Stulz (2009); Chen et al. (2015); Al-Najjar (2015).  |
| Alavancagem ( $Alav$ )              | $\frac{\text{Exigível Total}}{\text{Ativo Total}}$                                      | Bates, Kahle e Stulz (2009); Bigelli e Sánchez-Vidal (2012); Al-Najjar (2015); Le et al. (2018).                            |
| Market-to-Book ( $MtB$ )            | $\frac{\text{Valor de Mercado}}{\text{Patrimônio Líquido}}$                             | Opler et al. (1999); Ferreira e Vilela (2004); Yung, Li e Jian (2015); Iyer e Javadi (2018).                                |
| Tamanho ( $Tam$ )                   | Logaritmo natural do Ativo Total  | Almeida, Campello e Weisbach (2004); Harford, Mansi e Maxwell (2008); Bigelli e Sánchez-Vidal (2012); Iyer e Javadi (2018). |
| Crise Financeira ( $Crise$ )        | Dummy que é igual a um (1) para os anos de 2008 e 2009, e zero (0) para os demais anos. | Albanez (2012).   |

De acordo com a Tabela 6,  $MVA$  é a variável dependente, tratando-se de um indicador que mede o desempenho financeiro da empresa com base na riqueza efetivamente gerada, servindo de *proxy* para o valor criado para os acionistas. Por sua vez,  $Cx$  é a variável explanatória que expressa o nível percentual de dinheiro e serve de *proxy* para o caixa retido. Com base nas diretrizes teóricas, espera-se impacto positivo da retenção de caixa na criação de valor para os acionistas das empresas *timers* de mercado.

As demais variáveis que constam na Tabela 6 são os controles do modelo econométrico II.  $Alav$  trata-se de uma *proxy* para o endividamento, cuja pressuposição é que influenciará negativamente o valor criado para os acionistas, dado o aumento do custo do capital de terceiros.  $MtB$  trata-se de um indicador que tem por objetivo mensurar as oportunidades de crescimento, portanto, espera-se que impacte positivamente o valor criado para os acionistas.

Considerando que grandes empresas têm chances maiores de captar recursos devido à facilidade com que acessam o mercado de capitais, pressupõe-se influência positiva do tamanho ( $Tam$ ) no valor criado para os acionistas ( $MVA$ ), pois a expectativa é que tais recursos sejam aplicados em investimentos que geram retorno.

Por fim,  $Crise$  é uma *dummy* que tem por objetivo verificar o impacto da crise do *subprime* no valor criado para os acionistas. Espera-se influência negativa da crise no valor criado em função da recessão econômica proveniente dela.

## 4 ANÁLISE DOS RESULTADOS

### 4.1 Análise descritiva

No que tange às variáveis Temperatura do Mercado (*Temp*), Dividendos (*Div*) e Crise Financeira (*Crise*), mensuradas por meio de *dummies*, 17,65% da amostra é composta por empresas classificadas como *timers* de mercado, enquanto 24,51% delas pagaram dividendos no período analisado. Por sua vez, 5,88% dos dados referem-se aos anos de 2008 e 2009, que remetem ao período da crise do *subprime*.

Na Tabela 7 consta as estatísticas descritivas da amostra, tanto antes quanto após a winsorização, para demonstrar a variação ocorrida. As colunas identificadas com asterisco (\*) remetem às estatísticas descritivas após a winsorização. Observa-se a efetividade do procedimento realizado quanto à exclusão dos *outliers* por meio das reduções significativas, como, por exemplo, o máximo do MVA que foi de 37,452 para 15,583 e o desvio-padrão (*s*) e máximo do MtB que foram de 24,644 para 0,751 e 704,755 para 5,061, respectivamente.

**Tabela 7**

*Estatísticas descritivas da amostra*

| Variáveis   | Obs. | $\bar{x}$ | $\bar{x}$ (*) | <i>s</i> | <i>s</i> (*) | Mín.   | Mín. (*) | Máx.    | Máx. (*) |
|-------------|------|-----------|---------------|----------|--------------|--------|----------|---------|----------|
| <i>Cx</i>   | 816  | 0,113     | 0,111         | 0,145    | 0,136        | 0,000  | 0,000    | 0,969   | 0,678    |
| <i>MVA</i>  | 816  | 1,461     | 1,360         | 3,573    | 2,645        | -5,365 | -2,521   | 37,452  | 15,583   |
| <i>CGL</i>  | 816  | 0,206     | 0,206         | 0,249    | 0,243        | -0,722 | -0,582   | 0,994   | 0,781    |
| <i>FCO</i>  | 816  | 0,028     | 0,028         | 0,038    | 0,031        | -0,217 | -0,056   | 0,313   | 0,181    |
| <i>Alav</i> | 816  | 0,513     | 0,513         | 0,205    | 0,204        | 0,003  | 0,025    | 0,986   | 0,949    |
| <i>MtB</i>  | 816  | 2,049     | 1,182         | 24,644   | 0,751        | 0,000  | 0,602    | 704,755 | 5,061    |
| <i>Tam</i>  | 816  | 21,000    | 21,003        | 1,490    | 1,450        | 14,758 | 17,232   | 25,042  | 24,325   |

Ainda de acordo com a Tabela 7, em média ( $\bar{x}$ ), a retenção de caixa das empresas analisadas é 0,111, indicando que elas retêm um volume baixo de dinheiro. O desvio-padrão de 0,136 aponta que os valores amostrais estão dispersos em torno da média, refletindo um conjunto de dados heterogêneo. Com o intuito de facilitar a leitura e compreensão dos resultados, os valores referentes ao MVA foram convertidos em escala de bilhão de Reais (R\$), assim, pode-se constatar que, em média, o MVA das empresas analisadas é 1,360 bilhões. Quanto à variabilidade dos dados, o desvio-padrão é 2,645, evidenciando uma dispersão bem maior em comparação à retenção de caixa.

Contudo, mesmo após aparar os valores extremos com a winsorização, é notório o vultoso distanciamento entre os valores mínimo e máximo de ambas as variáveis dependentes. Em relação à retenção de caixa, o mínimo é 0 e o máximo 0,678, enquanto, por sua vez, o MVA mínimo é -2,521 bilhões e o máximo 15,583 bilhões. O MVA mínimo denota destruição de riqueza, e o máximo expressa criação de riqueza acima da média.

No concernente à retenção de caixa, os estudos de Ozkan e Ozkan (2004), Han e Qiu (2007), Bigelli e Sánchez-Vidal (2012) e Bao, Chan e Zhang (2012) corroboram os resultados da estatística descritiva ao evidenciar baixa retenção de caixa por parte das empresas analisadas, nos níveis de 0,099, 0,084, 0,100 e 0,122, respectivamente. Os valores mínimo e máximo observados por Ozkan e Ozkan (2004) foram 0 e 0,988, ademais, o desvio-padrão constatado nos estudos de Han e Qiu (2007), Bigelli e Sánchez-Vidal (2012) e Bao, Chan e Zhang (2012) foi 0,126, 0,170 e 0,151, respectivamente.

Quanto aos controles, as empresas apresentam baixa liquidez, dado que o CGL médio é 0,206. Nos estudos de Ferreira e Vilela (2004) e Bigelli e Sánchez-Vidal (2012), a liquidez das empresas analisadas foi ainda menor, 0,038 e 0,069, respectivamente. Em complemento à informação acerca

da liquidez, o FCO médio é 0,028. Com base nas referências utilizadas, apenas o FCO de 0,021 das empresas analisadas por Han e Qiu (2007) aproximou-se do resultado deste estudo, enquanto nos estudos de Ozkan e Ozkan (2004), Ferreira e Vilela (2004) e Bao, Chan e Zhang (2012) observou-se FCO mais elevado, de 0,088, 0,105 e 0,078, respectivamente.

As empresas da amostra não são altamente alavancadas, dado a variável *Alav*, cuja média é 0,513, entretanto, não é possível determinar que esse indicador seja bom ou ruim, pois outros aspectos da dívida precisam ser considerados para sustentar tal afirmação, como, por exemplo, prazos de vencimento, taxas de juros e riscos da moeda. No estudo de Ozkan e Ozkan (2004) evidenciou-se alavancagem média de 0,162, e no estudo de Bigelli e Sánchez-Vidal (2012) esse índice foi de 0,287.

Considerando o MtB de 1,182, há oportunidades de crescimento, além disso, o índice MtB demonstra que, em média, as empresas valem mais do que o reconhecido contabilmente. O mesmo resultado foi constatado nas empresas analisadas por Ozkan e Ozkan (2004) e Ferreira e Vilela (2004), cujo MtB médio foi 1,769 e 1,710, respectivamente.

Em relação ao tamanho, ao comparar o resultado obtido com os demais estudos referenciados, nota-se que se trata da variável que apresentou maior variação. Neste estudo, a variável *Tam* é 21,003, indicando que, em média, as empresas da amostra são de grande porte. Nos estudos de Ozkan e Ozkan (2004), Ferreira e Vilela (2004), Bigelli e Sánchez-Vidal (2012) e Bao, Chan e Zhang (2012), o tamanho médio foi 10,873, 17,930, 9,048 e 4,930, respectivamente.

As Tabelas 8 e 9 têm por objetivo apresentar as estatísticas descritivas winsorizadas da Tabela 3 por grupo. É importante ressaltar que o *market timing* pressupõe duas relações teóricas fundamentais: a) empresas com baixo nível de endividamento emitem ações quando estão sobrevalorizadas, b) empresas com alto nível de endividamento emitem ações quando estão subvalorizadas. Assim, ao analisar as Tabelas 8 e 9, observa-se que a alavancagem, em média, das empresas *timers* (0,561) é maior que as *non-timers* (0,527). Ademais, em média, o índice MtB das empresas *timers* (1,253) também é maior que as *non-timers* (1,150).

**Tabela 8**

*Estatísticas descritivas das empresas timers de mercado*

| Variáveis   | Obs. | $\bar{x}$ | s     | Mín.   | Máx.   |
|-------------|------|-----------|-------|--------|--------|
| <i>Cx</i>   | 144  | 0,086     | 0,102 | 0,000  | 0,430  |
| <i>MVA</i>  | 144  | 1,064     | 1,986 | -2,123 | 7,144  |
| <i>CGL</i>  | 144  | 0,127     | 0,219 | -0,230 | 0,591  |
| <i>FCO</i>  | 144  | 0,042     | 0,056 | -0,022 | 0,313  |
| <i>Alav</i> | 144  | 0,570     | 0,191 | 0,225  | 0,949  |
| <i>MtB</i>  | 144  | 1,245     | 0,907 | 0,403  | 5,188  |
| <i>Tam</i>  | 144  | 20,786    | 1,888 | 16,472 | 23,997 |

**Tabela 9**

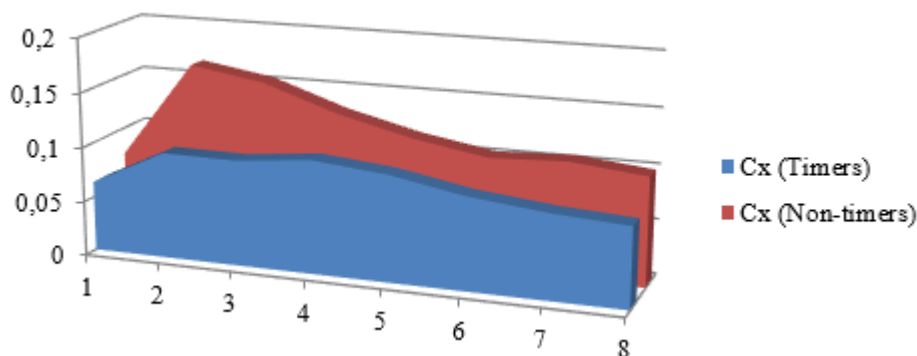
*Estatísticas descritivas das empresas non-timers de mercado*

| Variáveis   | Obs. | $\bar{x}$ | s     | Mín.   | Máx.   |
|-------------|------|-----------|-------|--------|--------|
| <i>Cx</i>   | 672  | 0,117     | 0,145 | 0,000  | 0,744  |
| <i>MVA</i>  | 672  | 1,502     | 3,481 | -5,213 | 25,149 |
| <i>CGL</i>  | 672  | 0,223     | 0,246 | -0,621 | 0,796  |
| <i>FCO</i>  | 672  | 0,025     | 0,027 | -0,061 | 0,094  |
| <i>Alav</i> | 672  | 0,501     | 0,205 | 0,015  | 0,954  |
| <i>MtB</i>  | 672  | 1,168     | 0,716 | 0,602  | 5,061  |
| <i>Tam</i>  | 672  | 21,050    | 1,367 | 18,088 | 24,866 |

As informações supracitadas sugerem alinhamento com a teoria do *market timing*, dado que as empresas *timers* apresentaram baixo nível de endividamento, cuja alavancagem é menor que 1, e, em contrapartida, estão sobrevalorizadas, haja vista que o índice MtB é maior que 1, todavia, seria necessário adicionar outras informações para chegar a essa conclusão. Por sua vez, o Gráfico 3 ilustra a evolução média, por grupo, do caixa retido no decorrer dos oito trimestres subsequentes ao IPO.

Gráfico 3

Evolução média do caixa retido por grupo



De acordo com o Gráfico 3, é possível constatar que a retenção média das empresas *timers* é menor que as *non-timers*, apresentando pouca variação, principalmente do segundo ao quarto trimestre. As *non-timers* apresentaram maior variação, dado que houve aumento da retenção de caixa entre o primeiro e o segundo trimestre. Posteriormente, verifica-se declínio no caixa retido do segundo ao sexto trimestre.

Quanto à correlação entre as variáveis, devido os dados não aderirem à distribuição normal, segundo os testes realizados e o Gráfico 1, o coeficiente de Pearson não é adequado, logo, o coeficiente Tau de Kendall é um substituto para a verificação do inter-relacionamento das variáveis consideradas.

Contrariamente ao coeficiente de Pearson, o Tau de Kendall é uma medida não paramétrica de correlação que não mostra perda de eficiência em distribuições de cauda longa, e é particularmente adequada para dados financeiros, onde caudas longas são comuns (Dehling et al., 2016), como é possível observar no Gráfico 1. Existem três coeficientes Tau de Kendall, denominados Tau-a, Tau-b e Tau-c, mas, Tau-c é menos frequente na literatura. A diferença entre Tau-a e Tau-b é que o último controla as classificações empatadas, enquanto o primeiro não (Ma, 2012). Em função disso, admitiu-se neste estudo a estatística Tau-b de Kendall, conforme consta na Tabela 10.

Tabela 10

Correlação por Tau-b de Kendall

|       | Cx        | MVA       | CGL       | FCO      | Alav     | MtB    | Tam      | Temp     | Div      | Crise |
|-------|-----------|-----------|-----------|----------|----------|--------|----------|----------|----------|-------|
| Cx    | 1         |           |           |          |          |        |          |          |          |       |
| MVA   | -0,100*** | 1         |           |          |          |        |          |          |          |       |
| CGL   | 0,397***  | -0,178*** | 1         |          |          |        |          |          |          |       |
| FCO   | 0,007     | 0,032     | 0,026     | 1        |          |        |          |          |          |       |
| Alav  | -0,247*** | -0,010    | -0,507*** | 0,034    | 1        |        |          |          |          |       |
| MtB   | -0,117*** | 0,246***  | -0,185*** | 0,008    | 0,170*** | 1      |          |          |          |       |
| Tam   | -0,059*   | 0,646***  | -0,149*** | 0,101**  | 0,160*** | 0,055  | 1        |          |          |       |
| Temp  | -0,084**  | -0,051    | -0,152*** | 0,157*** | 0,129*   | 0,040  | -0,060*  | 1        |          |       |
| Div   | 0,084**   | 0,190***  | 0,005     | 0,264*** | -0,008   | 0,009  | 0,209*** | 0,215*   | 1        |       |
| Crise | 0,063*    | -0,101*** | 0,010     | 0,256*** | 0,018    | -0,010 | -0,031   | 0,103*** | 0,148*** | 1     |

Nota: \*, \*\* e \*\*\* denotam significância estatística a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

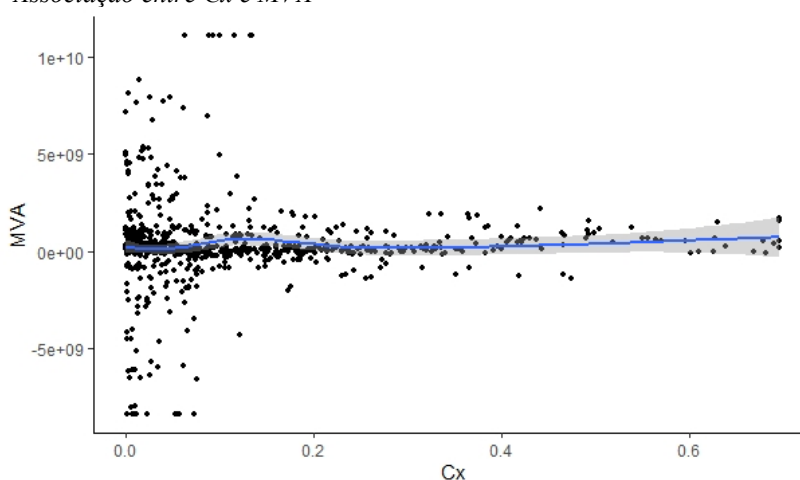


De acordo com a Tabela 10, no geral, nota-se baixas correlações entre as variáveis, não havendo indícios de multicolinearidade. A maioria das correlações apresenta significância estatística, principalmente a 1%. As associações perfeitas ocorrem somente por parte dos pares empatados, ademais, não há associações fortes, apenas uma associação moderada entre *Tam* e *MVA*, cujo coeficiente é 0,646.

No caso da correlação de maior interesse para este estudo, ou seja, entre *Cx* e *MVA*, nota-se associação negativa e fraca, cujo coeficiente é -0,100. Esse resultado indica que, à medida que uma dessas variáveis aumenta, a outra diminui. O diagrama de dispersão, apresentado no Gráfico 4, permite visualizar a associação entre as variáveis *Cx* e *MVA*.

**Gráfico 4**

*Associação entre Cx e MVA*



O Gráfico 4 corrobora o resultado da correlação de Kendall ao evidenciar um agrupamento de dados próximo ao ponto 0 do eixo y. Ademais, a linha de tendência demonstra o padrão de continuidade da associação praticamente nula entre as variáveis à medida que os valores do eixo x aumentam.

## 4.2 Análise econométrica

Na Tabela 11 constam os resultados da estimação do Modelo I, cujo objetivo é evidenciar se as empresas *timers* de mercado retêm mais caixa que as *non-timers*. Devido ao consumo de observações por parte do GMM, a quantidade de observações reduziu de 816 para 612, fenômeno que ocorreu também no Modelo II, cuja redução foi de 816 para 696.

A partir das defasagens dos regressores originais do modelo, foram obtidos 35 instrumentos para a equação de primeiras diferenças, validados por meio do teste de Sargan, cujo  $p(0,072) > 0,05$ , ensejando, assim, a não rejeição da hipótese nula de que as restrições de sobreidentificação são válidas.

Além da validade dos instrumentos, o teste de autocorrelação do termo aleatório é uma condição necessária para verificar a consistência do estimador GMM, pois não é possível haver autocorrelação de segunda ordem nas primeiras diferenças dos erros. Contudo, no Modelo I, os testes de correlação serial de primeira e segunda ordem, AR(1) e AR(2), respectivamente, não foram realizados devido à impossibilidade de computá-los para estimadores GMM-Sys de um estágio com erros padrão GMM.

Conforme a Tabela 11, o caixa retido no período anterior é um componente importante para a determinação do caixa retido no período corrente, ademais, as empresas *timers* de mercado retêm

mais caixa que as *non-timers*. Destaca-se que tanto  $Cx_{t-1}$  quanto *Temp* apresentam significância estatística a 1%.

**Tabela 11**

*Resultados da estimação da regressão (Modelo I)*

| Variáveis Independentes | Sinal Previsto | Cx                  |
|-------------------------|----------------|---------------------|
| $Cx_{t-1}$              | +              | 0,596***<br>(0,039) |
| <i>Temp</i>             | +              | 0,225***<br>(0,076) |
| <i>CGL</i>              | -              | 0,327***<br>(0,044) |
| <i>FCO</i>              | ±              | -0,160<br>(0,141)   |
| <i>Alav</i>             | ±              | 0,099<br>(0,072)    |
| <i>MtB</i>              | +              | -0,007<br>(0,014)   |
| <i>Tam</i>              | -              | 0,024*<br>(0,020)   |
| <i>Div</i>              | -              | 0,245<br>(0,142)    |
| <i>Crise</i>            | +              | -0,261**<br>(0,122) |
| <i>Constante</i>        | ±              | -0,666*<br>(0,399)  |
| Teste de Sargan         |                | 34,780<br>[0,072]   |
| Observações             |                | 612                 |
| Empresas                |                | 102                 |
| Instrumentos            |                | 35                  |

Notas: estimativas obtidas por meio do método GMM-*Sys* de um estágio; erros padrão entre parênteses; \*, \*\* e \*\*\* denotam significância estatística a 10%, 5% e 1%, respectivamente; teste de Sargan implementado com erros GMM; probabilidade do teste de Sargan entre colchetes.

No que tange à liquidez, o capital de giro líquido das empresas da amostra aumenta o caixa retido em 32,7%. Esperava-se impacto negativo na retenção de caixa, entretanto, o resultado evidenciado contrapõe diversos estudos (Ferreira & Vilela, 2004; Ozkan & Ozkan, 2004; Bigelli & Sánchez-Vidal, 2012; Bao et al., 2012) ao sinalizar influência positiva e significativa a 1%.

Conforme as diretrizes teóricas, esperava-se influência negativa do tamanho da empresa, porém, *Tam* apresenta coeficiente positivo e significativo a 10%, elevando o caixa retido em 2,4%. Tal resultado pode ser justificado pelo momento da análise, que abarca um período pós-IPO. Nesse contexto, empresas maiores conseguem obter mais capital do que empresas menores, assim, sob a ótica da precaução, retêm mais caixa para aplicar seus recursos em projetos que geram retorno aos acionistas. Entretanto, considerando o motivo de agência, é possível que a retenção de caixa não vise retorno aos acionistas, mas seja um meio para que gestores atinjam seus próprios objetivos (Jensen & Meckling, 1976).

A crise do *subprime* apresenta influência negativa e significativa a 5%, reduzindo o caixa retido em 26,1%. Baseado no motivo de precaução, esperava-se que a retenção de caixa aumentasse, pois, desse modo, as empresas se protegeriam contra o risco de futuros déficits oriundos da recessão econômica. É provável que as empresas tenham retido menos caixa porque a crise econômica acarretou redução de receita e, por consequência, aumento do endividamento, motivando-as a consumir caixa e equivalentes para honrar as obrigações financeiras. As demais variáveis, isto é, *FCO*, *Alav*, *Mtb* e *Div*, não apresentam significância estatística.

Na Tabela 12 constam os resultados da estimação do Modelo II, cujo objetivo é evidenciar se há relação positiva entre retenção de caixa e criação de valor para os acionistas das empresas *timers* de mercado. Para tal, as empresas da amostra foram segregadas em dois grupos, *timers* e *non-timers*. Com isso, excluiu-se a variável *Temp*, dado que a cisão da amostra para comparar os resultados em cada grupo inutilizou sua inclusão.

Por não serem considerados controles explicativos para o Modelo II, as variáveis *CGL*, *FCO* e *Div* também foram excluídas. Além disso, devido à possibilidade de resultados distintos em cada grupo analisado, e a literatura acerca da temática abordada ainda ser incipiente para basear-se nos achados de outros autores, não houve adição do sinal previsto.

Do total de 696 observações, 108 delas remetem às empresas *timers* e 588 às *non-timers*. Ademais, das 102 empresas investigadas, 18 são classificadas como *timers* e 84 como *non-timers*. A partir das defasagens dos regressores originais do modelo, foram obtidos, para a equação de primeiras diferenças, 43 instrumentos referentes aos *timers* e 48 instrumentos referentes aos *non-timers*.

**Tabela 12**

*Resultados da estimação da regressão (Modelo II)*

| Variáveis Independentes | <i>MVA</i><br>( <i>timers</i> ) | <i>MVA</i><br>( <i>non-timers</i> ) |
|-------------------------|---------------------------------|-------------------------------------|
| $MVA_{t-1}$             | 0,247***<br>(0,058)             | 0,534***<br>(0,200)                 |
| <i>Cx</i>               | -0,161<br>(0,593)               | 0,564<br>(0,959)                    |
| <i>Alav</i>             | -1,132<br>(0,823)               | -3,699**<br>(1,926)                 |
| <i>MtB</i>              | 0,263*<br>(0,144)               | 2,554***<br>(0,699)                 |
| <i>Tam</i>              | 0,308**<br>(0,146)              | 0,121<br>(0,933)                    |
| <i>Crise</i>            | -0,439<br>(0,640)               | 5,226<br>(7,338)                    |
| <i>Constante</i>        | -5,714**<br>(2,769)             | -3,507<br>(19,499)                  |
| Observações             | 108                             | 588                                 |
| Empresas                | 18                              | 84                                  |
| Instrumentos            | 43                              | 48                                  |
| AR(1)                   | -1,285<br>[0,199]               | -2,011<br>[0,044]                   |
| AR(2)                   | -1,477<br>[0,140]               | 0,646<br>[0,518]                    |

Notas: estimativas obtidas por meio do método GMM-*Sys* de um estágio; erros padrão robustos entre parênteses; \*, \*\* e \*\*\* denotam significância estatística a 10%, 5% e 1%, respectivamente; probabilidades dos testes de correlação serial de primeira e segunda ordem entre colchetes.

Destaca-se que os instrumentos não foram validados por meio do teste de Sargan, pois houve melhor ajustamento do Modelo II ao admitirem-se estimadores GMM-Sys de um estágio com erros padrão robustos. Ademais, o teste de autocorrelação do termo aleatório validou a consistência do estimador GMM, dado que a probabilidade de AR(2) está acima de 0,05 tanto para *timers* (0,140) quanto para *non-timers* (0,518).

Segundo a Tabela 12, em ambos os grupos o valor de mercado agregado no período anterior é importante para a determinação do valor de mercado agregado no período corrente, apresentando significância estatística a 1%. Ademais, o coeficiente de  $MVA_{t-1}$  é positivo nos *timers* (0,247), indicando que há aumento do *MVA*, em média, de 247 milhões de um período para o outro. Por sua vez, o coeficiente de  $MVA_{t-1}$  também é positivo nos *non-timers* (0,534) e evidencia aumento do *MVA*, em média, de 534 milhões de um período para o outro.

Considerando o exposto na Tabela 12, nota-se que existe diferença do valor de mercado agregado entre os grupos, em que o *MVA* dos *non-timers* é maior do que os *timers*, em média. Song (2009) obteve resultados divergentes, evidenciando que não há diferença significativa entre o valor gerado pelas empresas de ambos os grupos, contudo, o autor destaca que *timers* podem gerar mais valor que *non-timers* se o mercado acionário já conhecer a motivação pela qual os gestores se utilizam do comportamento de *market timing*, antes mesmo de sua implementação efetiva.

Em contrapartida, de acordo com o estudo de Iyer e Javadi (2018), o *market timing* não é capaz de criar valor para os acionistas. Os autores discorrem que, após o comportamento de *market timing*, em média, as empresas denominadas *timers* obtêm retornos anormais significativamente menores em relação às *non-timers*. Mais especificamente, os autores compararam os retornos anormais, de ambos os grupos, subsequentes às emissões de capital. Para Iyer e Javadi (2018), esse resultado é uma evidência de que a prática do *market timing* no mercado de capitais é vista negativamente pelos acionistas.

Ainda conforme a Tabela 12, a alavancagem é significativa apenas nos *non-timers*, a 5%, em que o seu impacto reduz o valor de mercado agregado, em média, em 3,7 bilhões. Apesar disso, no grupo dos *non-timers* as oportunidades de crescimento expressam importância, dado que *MtB* é significativa a 1% e influencia o *MVA* positivamente, em média, em 2,5 bilhões. O mesmo efeito do *MtB* é observado nos *timers*, contudo, numa escala menor, impactando o *MVA* positivamente, em média, em 263 milhões, a uma significância de 10%.

Corroborando os achados supracitados, o trabalho de Song (2009) evidencia que a alavancagem se relaciona negativamente com o Q de Tobin, *proxy* utilizada para o valor criado para os acionistas. Segundo o autor, a alavancagem pode aumentar o valor presente dos custos de falência, mas, por outro lado, reduz os custos de agência, conforme preconizam Jensen e Meckling (1976). Em complemento, Jensen (1986) argumenta que os dividendos podem servir para sinalizar lucros futuros e reduzir custos de agência, promovendo assim a previsão de uma relação entre distribuição de dividendos e valor da empresa.

Quanto ao tamanho, a Tabela 12 demonstra que há impacto significativo apenas para os *timers*, a 5%, em que a variável *Tam* aumenta o *MVA*, em média, em 308 milhões. Este resultado é corroborado pelos trabalhos de Song (2009) e Iyer e Javadi (2018), que observaram o mesmo efeito significativo e positivo do tamanho no valor gerado pelas empresas. De acordo com Iyer e Javadi (2018), empresas *timers* de mercado são, em média, muito menores em tamanho de ativos, têm menos dívidas, geram fluxos de caixa mais baixos e retêm mais caixa. Os autores afirmam que essas são características típicas de empresas que sofrem de assimetria informacional e que, por ter acesso limitado ao mercado acionário, visualizam a captação de capital externo como uma oportunidade para o comportamento de *market timing*.

Por fim, em relação às variáveis *Cx* e *Crise*, não apresentam significância estatística em nenhum dos grupos, motivo pelo qual considera-se que seus coeficientes equivalem a zero, logo, não

é possível determinar com base nos resultados obtidos que o caixa retido tem algum efeito sobre o valor de mercado agregado.

## 5 CONCLUSÃO

Esta pesquisa tem por objetivo investigar a relação entre a retenção de caixa e a criação de valor para os acionistas das empresas que utilizam o IPO como momento oportuno para o comportamento de *market timing* no mercado acionário brasileiro. Inicialmente, identificou-se a quantidade de IPOs realizados no período de 2004 a 2017. Na sequência, utilizando a metodologia desenvolvida por Alti (2006) e adaptada por Iyer e Javadi (2018), classificou-se os trimestres do período de análise delimitado, isto é, de 2004 a 2019, em “quentes” e “frios”. O desfecho desta etapa se deu com a segregação das empresas da amostra em “*timers*” e “*non-timers*”, com base na aplicação da metodologia de Alti (2006), que visa identificar o comportamento de *market timing* a partir das condições de mercado, cujo autor define como “temperatura do mercado”.

Destaca-se que o período de análise é dois anos superior ao período delimitado para a identificação dos IPOs devido a análise abranger oito trimestres subsequentes de cada IPO. O limite de oito trimestres ocorre devido esse período ser considerado suficientemente longo para que as empresas implantem seu capital. Quanto a amostra, é composta por 102 empresas não financeiras listadas na bolsa de valores brasileira (B3). Para atingir o objetivo, são propostos dois modelos econométricos, um para cada hipótese formulada. Os dados financeiros, necessários para os cálculos das variáveis, foram obtidos por meio da base *Refinitiv Eikon*®, e o método de análise de dados utilizado é a regressão em painel dinâmico com estimadores GMM-System de um estágio.

Os resultados da estimação do Modelo I evidenciam que a variável explanatória (*Temp*) é significativa a 1% e impacta positivamente a variável dependente (*Cx*). Desse modo, a Hipótese 1 foi confirmada, isto é, *timers* de mercado retêm mais caixa que *non-timers*. Por sua vez, os resultados da estimação do Modelo II evidenciam que a variável explanatória (*Cx*) é estatisticamente insignificante, motivo pelo qual não é possível confirmar a Hipótese 2, ou seja, determinar que há impacto positivo da retenção de caixa na criação de valor para os acionistas das empresas *timers* de mercado.

Apesar de reter, em média, mais caixa que os *non-timers*, conforme evidenciado pelo Modelo I, as empresas que utilizam o IPO como momento oportuno para o comportamento de *market timing* no mercado acionário brasileiro apresentam menor valor criado para os acionistas, conforme evidenciado pelo Modelo II, haja vista que o MVA dos *timers* de mercado cresce 247 milhões de um período para o outro, enquanto que as empresas *non-timers* apresentam crescimento médio de 534 milhões de um período para o outro, uma diferença de 287 milhões. É possível que tal resultado derive do alto custo de oportunidade do caixa ocioso, pois, como o *market timing* trata-se de uma prática oportunista, os gestores, em geral, não têm destinação imediata para o recurso constituído.

Devido ao recente desenvolvimento do mercado de capitais no Brasil, a quantidade de IPOs realizados é significativamente menor se comparado às potências econômicas, como Canadá e Estados Unidos, por exemplo. Tal característica do contexto brasileiro impactou na disponibilidade dos dados requeridos para a realização deste estudo, motivo que justifica a quantidade reduzida de empresas analisadas para gerar a resposta da questão-problema.

Por fim, apesar das inferências que podem ser feitas a partir do que foi evidenciado neste estudo, os achados são inconclusivos no que remete ao seu objetivo, isto é, expor a existência de uma relação entre retenção de caixa e criação de valor para os acionistas das empresas que utilizam o IPO como momento oportuno para o comportamento de *market timing* no mercado acionário brasileiro.

Há expectativa que o estudo forneça evidências que possibilitem aos acionistas das empresas listadas na B3 a adoção de visão crítica concernente às políticas financeiras adotadas por essas empresas, dado que tais políticas podem representar destruição de riqueza ao invés de criação, subvertendo a finalidade do investimento.

Sob o panorama acadêmico, espera-se ainda que este estudo contribua com a ampliação das discussões acerca do *market timing*, de forma que pesquisas futuras não sejam exclusivamente alicerçadas nas abordagens teóricas tradicionais, assim como também não se limitem tão somente à investigação dos efeitos do *market timing* sobre a estrutura de capital.

Como sugestão para futuras pesquisas, recomenda-se a replicação deste trabalho em outros mercados acionários, de preferência aqueles em que ocorrem mais IPOs, a fim de obter evidências em contextos distintos. Sugere-se a inclusão das variáveis Capex (despesas de capital) e P&D (pesquisa e desenvolvimento) e de outras mais que sejam capazes de captar os efeitos do ambiente econômico.

## REFERÊNCIAS

- Albanez, T. (2012). *Efeitos do market timing sobre a estrutura de capital de companhias abertas Brasileiras*. Tese de Doutorado em Controladoria e Contabilidade, Universidade de São Paulo, São Paulo, Brasil.
- Allini, A., Rakha, S., McMillan, D. G., & Caldarelli, A. (2018). Pecking order and market timing theory in emerging markets: The case of Egyptian firms. *Research in International Business and Finance*, 44, 297-308.
- Almeida, H., Campello, M., & Weisbach, M. S. (2004). The cash flow sensitivity of cash. *The Journal of Finance*, 59(4), 1777-1804.
- Al-Najjar, B. (2015). The effect of governance mechanisms on small and medium-sized enterprise cash holdings: evidence from the United Kingdom. *Journal of Small Business Management*, 53(2), 303-320.
- Alsoboa, S. S. (2017). The influence of economic value added and return on assets on created shareholders value: A comparative study in Jordanian public industrial firms. *International Journal of Economic and Finance*, 9(4), 63-78.
- Alti, A. (2006). How persistent is the impact of market timing on capital structure? *The Journal of Finance*, 61(4), 1681-1710.
- Antoniou, A., Zhao, H., & Zhou, B. (2009). Corporate debt issues and interest rate risk management: Hedging or market timing? *Journal of Financial Markets*, 12(3), 500-520.
- Ardalan, K. (2017). Capital structure theory: Reconsidered. *Research in International Business and Finance*, 39, 696-710.
- Arellano, M., & Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *The Review of Economic Studies*, 58(2), 277-297.
- Arosa, C. M. V., Richie, N., & Schuhmann, P. W. (2014). The impact of culture on market timing in capital structure choices. *Research in International Business and Finance*, 31, 178-192.
- Asquith, P., & Mullins, D. W. (1986). Equity issues and offering dilution. *Journal of Financial Economics*, 15(1-2), 61-89.
- Babenko, I., Tserlukevich, Y., & Wan, P. (2020). Is market timing good for shareholders? *Management Science*, 1-19.
- Baker, M., Greenwood, R., & Wurgler, J. (2003). The maturity of debt issues and predictable variation in bond returns. *Journal of Financial Economics*, 70(2), 261-291.
- Baker, M., & Wurgler, J. (2002). Market timing and capital structure. *The Journal of Finance*, 57(1), 1-32.
- Baltagi, B. (2008). *Econometric analysis of panel data*. 4th. ed. New York: John Wiley & Sons.
- Bao, D., Chan, K. C., & Zhang, W. (2012). Asymmetric cash flow sensitivity of cash holdings. *Journal of Corporate Finance*, 18(4), 690-700.
- Bates, T. W., Kahle, K. M., & Stulz, R. M. (2009). Why do U.S. firms hold so much more cash than they used to? *The Journal of Finance*, 64(5), 1985-2021.
- Bigelli, M., & Sánchez-Vidal, J. (2012). Cash holdings in private firms. *Journal of Banking and Finance*, 36(1), 26-35.
- Blundell, R., & Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, 87(1), 115-143.
- Bolton, P., Chen, H., & Wang, N. (2013). Market timing, investment, and risk management. *Journal of Financial Economics*, 109(1), 40-62.
- Cameron, A. C., & Trivedi, P. K. (2005). *Microeconometrics: Methods and applications*. New York: Cambridge University Press.

- Chen, Y., Dou, P. Y., Rhee, S. G., Truong, C., & Veeraraghavan, M. (2015). National culture and corporate cash holdings around the world. *Journal of Banking and Finance*, 50, 1-18.
- Costa, V. S. I., & Machado, M. A. V. (2014). Market timing, estágio do ciclo de vida e ofertas públicas de ações. *Sociedade, Contabilidade e Gestão*, 9(2), 117-135.
- DeAngelo, H., DeAngelo, L., & Stulz, R. M. (2010). Seasoned equity offerings, market timing, and the corporate lifecycle. *Journal of Financial Economics*, 95(3), 275-295.
- Dehling, H., Vogel, D., Wendler, M., & Wied, D. (2016). Testing for changes in Kendall's Tau. *Econometric Theory*, 1-35.
- Denis, D. J. (2011). Financial flexibility and corporate liquidity. *Journal of Corporate Finance*, 17(3), 667-674.
- Dittmar, A., Mahrt-Smith, J., & Servaes, H. (2003). International corporate governance and corporate cash holdings. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 38(1), 111-133.
- Fama, E. F., & French, K. R. (2002). Testing trade-off and pecking order predictions about dividends and debt. *The Review of Financial Studies*, 15(1), 1-33.
- Ferreira, M. A., & Vilela, A. S. (2004). Why do firms hold cash? Evidence from EMU countries. *European Financial Management*, 10(2), 295-319.
- García-Teruel, P. J., & Martínez-Solano, P. (2008). On the determinants of SME cash holdings: Evidence from Spain. *Journal of Business, Finance and Accounting*, 35(1-2), 127-149.
- Graham, J. R., & Harvey, C. R. (2001). The theory and practice of corporate finance: Evidence from the field. *Journal of Financial Economics*, 60(2-3), 187-243.
- Greene, W. H. (2012). *Econometric analysis*. 7th. ed. Prentice Hall.
- Habib, A., & Hasan, M. M. (2017). Social capital and corporate cash holdings. *International Review of Economics and Finance*, 52, 1-20.
- Han, S., & Qiu, J. (2007). Corporate precautionary cash holdings. *Journal of Corporate Finance*, 13(1), 43-57.
- Harford, J., Mansi, S. A., & Maxwell, W. F. (2008). Corporate governance and firm cash holdings in the US. *Journal of Financial Economics*, 87(3), 535-555.
- Hovakimian, A. (2006). Are observed capital structures determined by equity market timing? *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 41(1), 221-243.
- Hovakimian, A., Opler, T., & Titman, S. (2001). The debt-equity choice. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 36(1), 1-24.
- Hsiao, C. (2014). *Analysis of panel data*. 3th. ed. New York: Cambridge University Press.
- Huang, R., & Ritter, J. R. (2009). Testing theories of capital structure and estimating the speed of adjustment. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 44(2), 237-271.
- Iyer, S., & Javadi, S. (2018). Beyond market timing theory. *Studies in Economics and Finance*, 35(4), 458-480.
- Jalilvand, A., & Harris, R. S. (1984). Corporate behavior in adjusting to capital structure and dividend targets: an econometric study. *The Journal of Finance*, 39(1), 127-145.
- Jensen, M. C. (1986). Agency costs of free cash flow, corporate finance, and takeovers. *The American Economic Review*, 76(2), 323-329.
- Jensen, M. C., & Meckling, W. H. (1976). Theory of the firm: managerial behavior, agency costs and ownership structure. *Journal of Financial Economics*, 3(4), 305-360.
- Jung, K., Kim, Y.-C., & Stulz, R. M. (1996). Timing, investment opportunities, managerial discretion, and the security issue decision. *Journal of Financial Economics*, 42(2), 159-185.
- Kayhan, A., & Titman, S. (2007). Firms' histories and their capital structures. *Journal of Financial Economics*, 83(1), 1-32.
- Keynes, J. M. (1937). *The general theory of employment, interest and money*. New York: Macmillan Cambridge University Press.
- Le, D. H., Tran, P. L., Ta, T. P., & Vu, D. M. (2018). Determinants of corporate cash holding: Evidence from UK listed firms. *Business and Economic Horizons*, 14(3), 561-569.
- Loughran, T., & Ritter, J. R. (1995). The new issues puzzle. *The Journal of Finance*, 50(1), 23-51.
- Ma, Y. (2012). On inference for Kendall's Tau within a longitudinal data setting. *Journal of Applied Statistics*, 39(11), 2441-2452.
- Medeiros, A. W., & Mól, A. L. R. (2017). Tangibilidade e intangibilidade na identificação do desempenho persistente: evidências no mercado brasileiro. *Revista de Administração Contemporânea*, 21(2), 184-202.

- Mendes, E. A., Basso, L. F. C., & Kayo, E. K. (2009). Estrutura de capital e janelas de oportunidade: testes no mercado brasileiro. *Revista de Administração Mackenzie*, 10(6), 78-100.
- Miller, M. H., & Orr, D. (1966). A model of the demand for money by firms. *The Quarterly Journal of Economics*, 80(3), 413-435.
- Modigliani, F., & Miller, M. H. (1958). The cost of capital, corporation finance, and the theory of investment. *The American Economic Review*, 48(3), 261-297.
- Muradoglu, Y. G., & Sivaprasad, S. (2012). Capital structure and abnormal returns. *International Business Review*, 21(3), 328-341.
- Myers, S. C. (1977). Determinants of corporate borrowing. *Journal of Financial Economics*, 5(2), 147-175.
- Opler, T., Pinkowitz, L., Stulz, R., & Williamson, R. (1999). The determinants and implications of corporate cash holdings. *Journal of Financial Economics*, 52(1), 3-46.
- Ozkan, A., & Ozkan, N. (2004). Corporate cash holdings: an empirical investigation of UK companies. *Journal of Banking and Finance*, 28(9), 2103-2134.
- Pagano, M., Panetta, F., & Zingales, L. (1998). Why do companies go public? An empirical analysis. *The Journal of Finance*, 53(1), 27-64.
- Pesaran, M. H. (2015). *Time series and panel data econometrics*. New York: Oxford University Press.
- Petersen, M. A., & Rajan, R. G. (2002). Does still matter? The information revolution in small business lending. *The Journal of Finance*, 57(6), 2533-2570.
- Rajan, R. G., & Servaes, H. (1997). Analyst following of initial public offerings. *The Journal of Finance*, 52(2), 507-529.
- Rajan, R. G., & Zingales, L. (1995). What do we know about capital structure? Some evidence from international data. *The Journal of Finance*, 50(5), 1421-1460.
- Rapp, M. S., Schmid, T., & Urban, D. (2014). The value of financial flexibility and corporate financial policy. *Journal of Corporate Finance*, 29, 288-302.
- Ritter, J. R. (1991). The long-run performance of initial public offerings. *The Journal of Finance*, 46(1), 3-27.
- Rossi Jr., J. L., & Marotta, M. (2010). Equity market timing: Testando através dos IPOs no mercado brasileiro. *Revista Brasileira de Finanças*, 8(1), 85-101.
- Saputra, W. E., Sukoco, A., Suyono, J., & Elisabeth, D. R. (2019). Analysis of Economic Value Added and Market Value Added to measure financial performance in pulp and paper companies. *International Journal of Entrepreneurship and Business Development*, 3(1), 77-85.
- Siburian, E., & Yohanes, A. (2019). Shareholder value creation measurement analysis in healthcare, materials, and real estate industry in Indonesia. *Advances in Economics, Business and Management Research*, 89, 380-387.
- Simmons-Suer, B. (2018). How relevant is capital structure for aggregate investment? A regime-switching approach. *International Review of Economics and Finance*, 53, 109-117.
- Song, K. (2009). Does debt market timing increase firm value? *Applied Economics*, 41(20), 2605-2617.
- Stewart, G. B. (1991). *The quest for value: the EVA management guide*. New York: Harper Business.
- Taggart, R. A. (1977). A model of corporate financing decisions. *The Journal of Finance*, 32(5), 1467-1484.
- Wadhwa, K., & Syamala, S. (2018). Market timing and pseudo market timing: an empirical examination of IPOs in India. *Managerial Finance*, 44(2), 160-177.
- Wooldridge, J. M. (2013). *Introductory econometrics: a modern approach*. 5th. ed. Mason: South-Western Cengage Learning.
- Yung, K., Li, D. D., & Jian, Y. (2015). The value of corporate financial flexibility in emerging countries. *Journal of Multinational Financial Management*, 32-33, 25-41.
- Zavertiaeva, M., & Nechaeva, I. (2017). Impact of market timing on the capital structure of Russian companies. *Journal of Economics and Business*, 92, 10-28.