

**SAPHÍRIA AOI SHIMIZU**

**DETERMINANTES MACROECONÔMICOS DE OFERTAS PÚBLICAS  
INICIAIS NO BRASIL (2004-2021)**

Monografia apresentada ao Curso de Ciências Econômicas da Faculdade de Economia, Administração, Ciências Contábeis e Atuariais da Universidade de São Paulo, como requisito parcial para a obtenção do título de Bacharel em Economia.

Orientador: Prof. Dr. José Carlos de Souza Santos

Coordenador: Prof. Dr. Rafael de Vasconcelos Xavier  
Ferreira

**SÃO PAULO  
2022**

**SAPHÍRIA AOI SHIMIZU**

**DETERMINANTES MACROECONÔMICOS DE OFERTAS PÚBLICAS  
INICIAIS NO BRASIL (2004-2021)**

Monografia apresentada ao Curso de Ciências Econômicas da Faculdade de Economia, Administração, Ciências Contábeis e Atuariais da Universidade de São Paulo, como requisito parcial para a obtenção do título de Bacharel em Economia.

Orientador: Prof. Dr. José Carlos de Souza Santos

Coordenador: Prof. Dr. Rafael de Vasconcelos Xavier  
Ferreira

**SÃO PAULO**  
**2022**

## **FICHA CATALOGRÁFICA**

Shimizu, Saphíria Aoi

Determinantes Macroeconômicos de Ofertas Públicas Iniciais no Brasil, São Paulo, 2022

79 páginas

Área de concentração: Ciências Econômicas

Orientador: Prof. Dr. José Carlos de Souza Santos

Monografia – Departamento de Economia, Faculdade de Economia, Administração, Ciências Contábeis e Atuariais, Universidade de São Paulo

1. Ofertas Públicas Iniciais; 2. Macroeconomia; 3. Mercado de Capitais

## AGRADECIMENTOS

Minha experiência de cursar uma segunda graduação em Economia, na Universidade de São Paulo, não seria possível sem a extensa rede de apoio que tive o privilégio de ter.

Agradeço aos meus pais, que apoiaram a ideia de me aventurar em mais cinco anos de estudos, incentivando, de longe, a minha trajetória.

Ao Pedro, por me dar suporte e segurança, fundamentais para que eu conseguisse encarar todas as dificuldades, sem desistir.

Aos meus amigos, que sempre estiveram ao meu lado e me permitiram compartilhar os momentos de alegria e frustração.

Aos meus empregadores, pela compreensão em todas as vezes que precisei dividir minha atenção com os estudos.

Aos meus professores da Universidade de São Paulo, que, com muito zelo e sabedoria aprofundaram a minha paixão pelas Ciências Econômicas.

E, por fim, ao professor José Carlos de Souza Santos, pelos valiosos conselhos e orientação durante a escrita desta monografia.

*“If you knew Time as well as I do”, said the Hatter, “you wouldn’t talk about wasting it.”*

**Lewis Carroll**

## SUMÁRIO

<b>LISTA DE ILUSTRAÇÕES .....</b>	<b>7</b>
<b>Resumo .....</b>	<b>8</b>
<b>ABSTRACT .....</b>	<b>9</b>
<b>1. Introdução .....</b>	<b>11</b>
<b>2. Revisão de literatura.....</b>	<b>15</b>
2.1 <i>Financiamento por emissão de dívida vs. emissão de ações .....</i>	<i>15</i>
2.2 <i>Determinantes do IPO: a experiência internacional .....</i>	<i>21</i>
2.3 <i>Breve panorama do mercado de ações no Brasil .....</i>	<i>24</i>
2.4 <i>Determinantes de IPOs no Brasil .....</i>	<i>27</i>
<b>3. METODOLOGIA.....</b>	<b>30</b>
3.1 <i>Seleção de variáveis .....</i>	<i>30</i>
3.2 <i>Estatísticas descritivas .....</i>	<i>31</i>
<b>4. MODELOS.....</b>	<b>35</b>
4.1 <i>Testes de estacionariedade .....</i>	<i>35</i>
4.2 <i>Mínimos Quadrados Ordinários (MQO).....</i>	<i>41</i>
4.3 <i>Modelo de Vetores Autorregressivos (VAR).....</i>	<i>43</i>
4.4 <i>Teste de causalidade entre as variáveis .....</i>	<i>44</i>
4.5 <i>Resultados do modelo VAR .....</i>	<i>49</i>
4.6 <i>Funções Impulso-Resposta (FRI) .....</i>	<i>51</i>
4.7 <i>Decomposição da variância da previsão.....</i>	<i>56</i>
<b>5. Conclusões .....</b>	<b>61</b>
<b>6. Apêndice.....</b>	<b>71</b>

## LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Gráfico 1 – Quantidade de empresas listadas na B3 .....	26
Gráfico 2 – Quantidade de IPOs realizadas no Brasil entre 2004 e 2021 .....	26
Gráfico 3 - Séries temporais.....	33
Gráfico 4 – Funções Resposta-Impulso em $N_{IPO}$ .....	54
Gráfico 5 – Funções Resposta-Impulso em $V_{IPO}$ .....	55
Gráfico 6 – Decomposição da variância da previsão para $N_{IPO}$ .....	57
Gráfico 7 – Decomposição da variância da previsão para $V_{IPO}$ .....	58
Tabela 1- Estatísticas descritivas .....	32
Tabela 2 – Teste ADF de estacionariedade.....	40
Tabela 3 – Teste ADF de estacionariedade.....	41
Tabela 4 – Modelo de Mínimos Quadrados Ordinários .....	41
Tabela 5 – Modelo de Mínimos Quadrados Ordinários .....	42
Tabela 6 – Seleção de defasagem para VAR .....	47
Tabela 7 – Teste de causalidade de Granger .....	47
Tabela 8 – Modelo VAR(2) estimado .....	49
Tabela 9 – Modelo VAR(2) estimado .....	50
Tabela 10 – Decomposição da variância da previsão para $N_{IPO}$ .....	58
Tabela 11 – Decomposição da variância da previsão para $V_{IPO}$ .....	59
Tabela 12 - Distribuição cumulativa empírica de $\tau$ .....	77
Tabela 13 – Distribuição empírica de $\phi$ .....	77

## RESUMO

### **DETERMINANTES MACROECONÔMICOS DE OFERTAS PÚBLICAS INICIAIS NO BRASIL (2004-2021)**

Entre 2004 e 2021, o mercado de ações brasileiro vivenciou algumas ondas de Ofertas Primárias de Ações (IPOs). Percebe-se que, em geral, a quantidade de empresas que abrem capital varia em cada ano, e que IPOs tendem a se concentrar em alguns anos, com outros períodos com baixa quantidade de emissões. O presente trabalho tem por objetivo investigar as razões macroeconômicas por trás da volatilidade existente no número de IPOs realizados no Brasil. Para isso, será utilizado o método de regressão de séries temporais utilizando como variáveis independentes a taxa de câmbio, taxa de juros, Ibovespa e PIB. De modo geral, nota-se que Ibovespa, PIB e taxa de juros são variáveis relevantes que impactam a decisão da firma de abrir capital por meio da emissão de ações. Uma vez que uma oferta de ações impacta a estratégia de crescimento dos negócios de uma firma, a investigação acerca da relevância do contexto macroeconômico contribuirá para a decisão da firma de se tornar pública.

JEL: G10, G32, E44

Palavras-chave: IPO, Abertura de Capital, Mercado de Ações Brasileiro, Fatores Macroeconômicos

## **ABSTRACT**

### **MACROECONOMIC DETERMINANTS OF INITIAL PUBLIC OFFERINGS IN BRAZIL (2004-2021)**

Between 2004 and 2021, the Brazilian stock market experienced waves of Initial Public Offerings (IPOs). In general, the number of companies that go public varies each year, and IPOs tend to be concentrated in few years, with other periods with a low amount of issuance. The present work aims to investigate the macroeconomic reasons behind the volatility in the number of IPOs in Brazil. For this, a time series regression will be carried out, using as independent variables the exchange rate, interest rate, Ibovespa and GDP. In general, it is noted that Ibovespa, GDP and interest rate are relevant variables that impact the firm's decision to go public through the issuance of shares. Once a stock offering impacts a firm's business growth strategy, it is expected that research into the relevance of the macroeconomic context will provide contributions that help the decision-making process.

JEL: G10, G32, E44

Key words: IPO, Going Public, Brazilian Stock Market, Macroeconomic Factors

# **1. INTRODUÇÃO**

## 1. Introdução

Os mercados de capitais e as instituições financeiras desempenham um papel substancial no desenvolvimento econômico de um país. Ao criar um canal que agrupa os dispersos fundos de indivíduos e famílias e aloca-os de forma eficiente em projetos de investimentos, o setor financeiro possibilita um crescimento econômico autossustentado. Assim, investidores podem, por exemplo, diversificar seus portfólios e firmas têm mais incentivos (e recursos) para a inovação. Ainda, o risco moral oriundo informações assimétricas é mitigado, de modo que o mercado de capitais tem importante função disciplinadora e catalisadora da produtividade (BEKAERT; HARVEY, 1998).

Os estudos sobre IPOs são crescentes na literatura de mercado de capitais e concentram-se em dois grandes campos: análises sobre o desempenho das ações após sua emissão e investigações sobre os determinantes da decisão de abrir capital (TIROLE, 2010). De modo geral, enfoque maior é dado no fenômeno do *underpricing*, pelo qual as ações tendem a estar subvalorizadas em sua precificação, resultando em uma valorização substancial no primeiro dia de negociação (LJUNGQVIST, 2007). Em relação a estudos sobre os determinantes de um IPO, o interesse recai sobre fatores sobretudo internos à companhia (estrutura de capital, tamanho, idade, por exemplo), que motivam a oferta pública de suas ações. Mais recentemente, análises que medem o impacto macroeconômico sobre o volume de IPOs também vêm ocupando um espaço maior.

No Brasil, o mercado de capitais passou por um desenvolvimento acelerado nas últimas décadas, sobretudo pela necessidade de buscar fontes alternativas de financiamento do setor privado, fortemente ancoradas, até então, no setor público (ANBIMA; B3, 2018). Em se tratando especificamente de mercado de ações, a trajetória brasileira é relativamente recente. Somente a partir de 2004, após um período de retração datado de 1994, o Brasil passou a registrar robusta expansão do mercado acionário, com aberturas de capital por meio de Ofertas Públicas de Ações Primárias (em inglês, *Initial Public Offerings - IPO*) (HERMANN; MARTINS, 2012).

A evolução do mercado acionário, medido, neste contexto, pela quantidade de IPOs realizados não foi, contudo, linear. Após um pico de IPOs em 2007, houve uma drástica redução do apetite das firmas pela abertura de capital, motivada principalmente pelas condições adversas oriundas da crise financeira internacional de 2008. Os anos subsequentes registraram atividades tímidas, até a reversão da tendência em 2020. O que, de fato, explica a volatilidade na quantidade de IPOs no Brasil? Como firmas respondem a choques nas principais variáveis macroeconômicas, quando se fala de ofertas públicas iniciais?

Ainda são poucos os estudos que analisam os determinantes de Ofertas Públicas Iniciais brasileiras. Dentre os estudos já realizados, podemos citar os trabalhos de Oliveira e Martelanc (2014), que analisam as motivações internas de empresas brasileiras que realizaram IPOs e de Amorim, Camargos e Ferreira (2021) e Oliveira e Frascaroli (2014), que investigam fatores macroeconômicos de IPOs no mercado de ações brasileiro. Uma vez que uma oferta de ações impacta a estratégia de crescimento dos negócios de uma firma, a investigação acerca da relevância do contexto macroeconômico contribuirá para a decisão da firma de se tornar pública. O presente trabalho tem por objetivo, assim, dar continuidade aos estudos que já vêm se desenvolvendo no país, buscando os determinantes macroeconômicos de IPOs no Brasil de 2004 a 2021.

Este trabalho se inicia realizando uma análise compreensiva, fundamentada na literatura, sobre as motivações que embasam a decisão, por parte da firma, de uma estrutura de capital ótima. Supondo que uma firma não possui recursos para financiar os seus projetos de investimento, como ela decide captar recursos: via capital próprio, emitindo ações, ou via capital de terceiros, emitindo dívida? Em seguida, a análise se aprofundará no caso específico para emissão de ações, partindo da experiência internacional para o caso específico brasileiro.

O capítulo seguinte realizará a estimação dos modelos econométricos desenhados. As séries temporais utilizadas compreendem uma base de dados trimestrais, composta por 72 observações, que abrangem os anos de 2004 a 2021. A quantidade de IPOs ( $N_{IPO}$ ) e o volume financeiro das emissões

( $V_{IPO}$ ), em milhões de reais, serão as variáveis dependentes. As informações sobre as Ofertas Públicas Iniciais no Brasil são disponibilizadas publicamente pelo portal da B3 – Brasil, Bolsa e Balcão. Como variáveis independentes, foram selecionadas o índice de desempenho do mercado de ações brasileiro – Ibovespa ( $IBOV$ ), a taxa real de juros ( $r_{JUROS}$ ), em %, PIB real a preços de mercado ( $r_{PIB}$ ), em milhões de reais, e a taxa de câmbio real ( $r_{FX}$ ), em R\$/US\$. As séries foram deflacionadas utilizando-se o IPCA. Todas as variáveis macroeconômicas foram retiradas do IPEA Data (2022).

Em primeiro lugar, será realizada a estimativa de um modelo de Mínimos Quadrados Ordinários para cada variável dependente, com o intuito de verificar como as variáveis explicativas se comportam ante uma mudança na variável explicada. Em seguida, serão desenvolvidos Modelos de Vetores Autorregressivos (VAR), com o intuito de compreender a dinâmica entre as variáveis. Como parte da análise por meio de vetores autorregressivos, serão realizadas também as análises das funções impulso-resposta, além da decomposição da variância da previsão.

De maneira geral, conclui-se que no Brasil, a taxa de juros, a taxa de crescimento do PIB e o Ibovespa desempenham um papel importante na determinação da quantidade de IPOs realizadas e no volume financeiro dessas emissões. Ainda, nota-se que a relação entre a taxa de juros e atividades de IPO é determinada sob a ótica da demanda. É observada uma relação inversa entre taxa de juros e atividades de IPOs, atrelada ao custo de oportunidade que os investidores enfrentam diante de uma decisão em alocar seus recursos entre títulos de renda fixa ou títulos de renda variável. Assim, diante de um aumento da taxa de juros, *coeteris paribus*, investidores reduzem suas posições em bolsa.

## **2. REVISÃO DE LITERATURA**

## 2. Revisão de literatura

Esta seção realizará uma análise dos principais estudos desenvolvidos sobre estrutura de capital de empresas. Para uma melhor compreensão sobre as motivações para um IPO, será abordado, primeiramente, o que leva uma firma a optar pelo financiamento de suas atividades por meio de dívida, ou por meio de ações. A teoria sobre estrutura de capital é ampla, mas esta seção focará em quatro modelos principais: a teoria de *trade-off*, a teoria de *pecking order*, a teoria de ciclo de negócios, e, finalmente, a teoria do agente-principal. A subseção seguinte verificará os estudos empíricos que buscam entender os determinantes de IPOs na experiência internacional. Em seguida, será apresentado um breve panorama do mercado de capitais no Brasil, sobretudo em relação à sua evolução nas últimas décadas. Por fim, o mesmo esforço realizado para os determinantes de IPOs na experiência internacional será replicado para o caso brasileiro.

### 2.1 Financiamento por emissão de dívida vs. emissão de ações

Tradicionalmente, diante de uma necessidade de um ajuste de capital, uma firma se vê diante de duas alternativas: o financiamento por meio de dívidas, utilizando capital de terceiros, ou o financiamento por meio de emissão de ações. Modigliani e Miller (1958), em seu trabalho seminal, avaliou a importância da estrutura de capital para uma firma. Os autores chegam à conclusão de que, em mercados competitivos e sob ausência de custos de transação, a estrutura financeira de uma firma (seja o nível de dívida ou distribuição de dividendos) é irrelevante na determinação do valor total da firma, de modo que as decisões de investimento dependem apenas do retorno futuro esperado dos projetos. Além disso, os *bonds* possuem a mesma taxa de retorno para firmas e indivíduos, a qual independe do emissor.

Stiglitz (1969), entretanto, contesta a premissa de igualdade nos retornos dos *bonds*. Ao considerar o risco de falência, o autor afirma que os valores de mercado, antes considerados irrelevantes da estrutura de capital, passam a depender da razão dívida/capital, uma vez que a taxa de juros nominal sobre os *bonds* aumenta conforme aumenta o número de *bonds* emitidos. Dessa maneira,

a proposição de que as decisões de investimento e decisões financeiras são independentes entre si não se sustenta (ALDRIGHI, 2006).

A teoria do *trade-off* deriva do teorema de Modigliani e Miller ao dispensar a hipótese de ausência de custos de transação, incorporando, dessa maneira, impostos e possibilidades de falência. Assim, as firmas ponderam os possíveis custos de uma falência ou custos de agência e os benefícios fiscais da dívida (uma vez que os juros são dedutíveis de impostos) e melhoria em seu fluxo de caixa (KIM, 1978; KRAUS; LITZENBERGER, 1973; SCOTT, 1977). As firmas podem, ainda, ajustar periodicamente suas estruturas de capital para um nível que reflete adequadamente os custos e benefícios do financiamento por meio de dívida (FISCHER; HEINKEL; ZECHNER, 1989).

Miller (1977), embora reconheça os custos de agência e de falência de uma dívida, nota que eles parecem desproporcionalmente menores em relação aos benefícios fiscais gerados. Apesar disso, o autor nota que as firmas tendem a usar instrumentos de dívida de maneira conservadora, o que gera um aparente paradoxo. O custo marginal de dívida deve ser igual ao custo marginal de ações em equilíbrio (líquido de impostos sobre o indivíduo e sobre a firma). Isso porque benefícios fiscais da dívida são compensados pelos custos dos impostos arcados pelos investidores referentes à dívida em comparação com os custos relacionados às ações. Assim, os investidores requisitam um retorno maior sobre os *bonds* em relação a ações, restaurando-se a neutralidade da estrutura de capital.

Myers (1984) argumenta que a hipótese de neutralidade deve ser considerada com cautela, já que basta uma evidência de que existem custos associados ao financiamento da estrutura de capital para que seja proposto um modelo que explique o comportamento da firma, retomando a teoria de *trade-off*. De fato, DeAngelo e Masulis (1980) mostram que a mera existência de benefícios fiscais corporativos não-relacionados à dívida, tais como depreciação ou créditos tributários para investimentos, é suficiente para fragilizar a hipótese. Graham (2000), por sua vez, estimou que uma firma poderia dobrar os benefícios fiscais emitindo dívida até que o benefício marginal decline, de modo a confirmar a existência de custos financeiros.

Dittmar e Thakor (2007) afirmam que os gestores utilizam capital para financiar projetos quando acreditam que as opiniões dos investidores sobre os retornos aos seus projetos de investimento estão alinhadas com suas próprias opiniões. Quando há uma possibilidade de acordo, os gestores utilizam ações. Caso contrário, a escolha é pela dívida. Os credores podem se opor à escolha do projeto pois podem discordar ou sobre o seu valor, ou sobre seu objetivo e podem manifestar a objeção de modo anterior ao investimento, por meio de cláusulas de *covenants* no contrato de dívida, o que torna o financiamento por meio de dívida particularmente caro à empresa. Pode-se dizer, portanto, que se, por um lado, a dívida tem como vantagem o benefício fiscal, ela limita a autonomia da firma para investir em projetos de maior potencial de valor. O financiamento por meio de ações, por sua vez, permite maior autonomia na escolha do projeto, ainda que a preocupação sobre o valor das ações imediatamente após o investimento limite, na prática, tal autonomia, uma vez que o preço da ação cairá caso os acionistas não aprovem a decisão da firma.

Donaldson (1961) afirma que as firmas preferem utilizar recursos internos para financiar projetos de investimentos, mas, quando não dispõem de recursos necessários, recorrem a dívidas, acessando o mercado de ações apenas como última opção. Tal argumento embasa o que é conhecido como a teoria do *pecking order*, segundo a qual empresas selecionam as fontes de financiamento de forma hierárquica, selecionando fontes internas em primeiro lugar e fontes externas de maior custo em última instância (DAVID; NAKAMURA; BASTOS, 2009). Para Myers (1984), essa hierarquia se dá pela existência não somente de taxas de subscrição (*underwriting fees*), como também pelos custos de seleção adversa, uma vez que as firmas, ao emitirem ações, correm o risco de uma precificação sub-ótima decorrente de informações assimétricas. O financiamento por meio de dívidas, desse modo, seria uma maneira de evitar esse risco, em caso de necessidade de fundos externos. Além disso, firmas que preveem oportunidades futuras de investimento tendem a reduzir a alavancagem para evitar a emissão de ações (BAKER; WURGLER, 2002).

A teoria do *pecking order*, contudo, foi contestada por Fama e French (2005). Se as emissões de ações são as formas mais arriscadas de financiamento, não deveria ser observada uma grande frequência desta

modalidade. Entretanto, os autores verificaram que, entre 1993 e 2002, 86% da sua amostra realizou emissões de ações. Além disso, as emissões de ações são comumente realizadas por empresas que não estão com sua estrutura de capital pressionada. Para os autores, as firmas não utilizam o financiamento por ações como último recurso. Quando evitam fazê-lo, é para evitar eventuais problemas de assimetria de informação que possam surgir (FAMA; FRENCH, 2005).

Hovakimian, Opler e Titman (2001), em uma abordagem abrangente que incorpora elementos da teoria de *pecking-order* e de *trade-off* analisam 39.387 firmas entre 1979 e 1997 que realizaram 11.136 emissões, dentre ações e dívida. Os autores concluem que, no curto prazo, as firmas pautam suas decisões de financiamento seguindo a lógica do *pecking-order*. Entretanto, firmas tendem a emitir ações em vez de dívidas em resposta a uma variação positiva no valor de suas ações, se tal mudança for gerada por um aumento no valor percebido de suas oportunidades de crescimento. Além disso, firmas mais lucrativas são mais propensas a emitir dívida por terem menor nível de alavancagem.

Nesse sentido, Baker e Wurgler (2002) afirmam que as firmas dão preferência a um financiamento por meio de emissão de ações quando o preço das ações está alto, impactando, desse modo, o seu valor de mercado. De modo semelhante, firmas também emitem ações quando o custo de emissão está baixo, recorrendo a recompras sempre que o custo está elevado. Este modelo é conhecido como *equity market timing*, e a estrutura de capital escolhida pela firma é, em última instância, o resultado acumulado de tentativas de ponderar o mercado de ações segundo seu valor.

Essa visão é apoiada por Alti (2005), segundo o qual existem efeitos de *spillover* provocados pela precificação das primeiras empresas que optam pela abertura de capital. Os preços da oferta, quando são elevados (acima das expectativas iniciais), refletem melhor as informações privadas em posse de investidores, de modo que os próximos IPOs têm seu custo reduzido, promovendo uma maior onda de emissões. Isso ocorre porque quando o preço de uma oferta é elevado, normalmente as expectativas são positivas. Entretanto, quando o preço é baixo, pode indicar apenas a inexistência de emissões com preços mais altos. O *market timing* se manifesta, dessa maneira, com a emissão

em *hot markets* quando o preço da firma pioneira é elevado, o que motiva investidores a capturarem os efeitos dessa informação.

Lowry (2003) também nota que tanto a quantidade de IPOs como os volumes negociados em uma oferta primária de ações variam substancialmente ao longo dos anos. A autora compara até que ponto a demanda agregada por capital de firmas privadas, os custos de seleção adversa e o nível de otimismo do investidor podem explicar essas flutuações. O volume de IPOs varia conforme o ciclo de negócios, ou seja, como durante a expansão econômica a demanda por capital é maior, mais firmas abrem capital. Variações na incerteza de investidores em relação ao real valor das firmas pode causar custos de seleção adversa, levando a flutuações ao longo tempo. Além disso, o volume é impactado por mudanças no otimismo do investidor. Isso explicaria as “ondas quentes” e “ondas frias” no mercado acionário, com, respectivamente maior ou menor volume de ofertas (HELWEGE; LIANG, 2004).

A teoria de ciclo de negócios da estrutura de capital não encontra, porém, consenso na literatura. Por exemplo, Jermann e Quadrini (2012) argumentam que a emissão de dívidas segue uma tendência pró-cíclica, enquanto a emissão de ações é contracíclica. Utilizando como base a teoria do *pecking-order*, os autores concluem que, em anos de recessão econômica, como nos biênios 1990-1991 ou 2008-2009, as firmas possuíam mais restrições ao crédito, impactando a sua escolha de financiamento. Korajczyk e Levy (2003), por outro lado, sustentam o oposto: a emissão de ações é pró-cíclica (consistentes aos resultados de Hovakimian *et al.* (2001)), de modo que condições macroeconômicas favoráveis são significantes para firmas sem restrição ao crédito, e, em menor escala, para firmas com restrições.

Para Covas e Haan (2011), a ciclicidade depende do tamanho das firmas. Os autores notam que contratos de dívida e de ações possuem características distintas, e restrições ao financiamento durante crises econômicas impactam tais instrumentos de diferentes maneiras. Ao analisarem as emissões realizadas nos EUA, de maneira estratificada por tamanho de firma, os autores notam que tanto as emissões de dívida como de ações são pró-cíclicas, desde que as firmas

grandes sejam excluídas. Assim, o caráter pró-cíclico depende da emissão de ações depende do tamanho da firma, sendo maior para firmas pequenas.

Uma teoria alternativa acerca das decisões de financiamento da estrutura de capital diz respeito às relações de agência entre firmas (agentes) e suas partes interessadas (principais) como clientes, funcionários e fornecedores. Titman (1984) sugere que a estrutura de capital de uma firma permite que ela se posicione adequadamente para arcar com os custos indiretos que poderá impor às suas partes interessadas no futuro, caso venha à liquidação. Por exemplo, firmas altamente especializadas tendem a incorrer em custos mais altos nessa situação, de modo que a manutenção de uma alavancagem em níveis baixos reduziria a preocupação das partes interessadas (BANERJEE; DASGUPTA; KIM, 2008). Desse modo, a escolha adequada da estrutura de capital garante que os acionistas continuem a operar quando a firma não estiver falida e determina em que momento as decisões de liquidação são transferidas para detentores de dívida, por meio de falência.

O problema de agência também é analisado por Zwiebel (1996). Segundo o autor, gestores voluntariamente escolhem financiar a estrutura de capital de suas firmas para, de forma a restringir ganhos pessoais futuros de forma crível – isto é, garantir eficiência para prevenir mudanças de controle, ao mesmo tempo em que buscam o crescimento de seus negócios. A política de dividendos viria posteriormente, com a maturidade da estrutura de dívida como função de oportunidades externas de investimento. Essa abordagem difere daquela defendida por Jensen (1996) ou Hart (1993), segundo os quais a dívida serve como um instrumento disciplinador (na figura de credores ou o próprio mercado), que impede o desvio dos ganhos do negócios para fins pessoais. Porém, este papel seria exercido apenas *ex-ante*, ausente após a tomada de decisões.

Esta subseção procurou apresentar as principais teorias sobre a estrutura de capital de uma firma. Neste sentido, o trabalho de Modigliani e Miller (1958) foi fundamental para inaugurar uma nova área de estudos dentro da literatura de finanças corporativas. A estrutura de capital de uma firma, como pode-se observar, é resultado da ponderação de fontes de financiamento, levando-se em consideração fatores como impostos, assimetria de informação e custos de

agência. Cada vertente teórica enfatiza um fator específico, de modo que não há tentativa de conceber uma teoria geral de estrutura de capital. Uma vez que as razões pelas quais uma firma decide emitir dívida ou ações foram expostas, a subseção seguinte analisará os principais determinantes de IPOs, segundo a literatura internacional.

## 2.2 Determinantes do IPO: a experiência internacional

A oferta pública inicial de ações corresponde ao terceiro estágio do financiamento por meio de ações. Nos primeiros estágios, as ações da empresa estão concentradas em um grupo restrito de acionistas. Apesar de ser um processo oneroso, Tirole (2010) levanta alguns benefícios do processo, como a diversificação de fontes de financiamento, não mais restritas a um ou mais bancos, a criação de uma métrica objetiva para a avaliação da firma, ou ainda, o maior reconhecimento da firma no mercado, ao ser listada em bolsa. O que determina, então, o momento em que as empresas decidem pela abertura de capital por meio de emissão de ações?

Pagano *et al.* (1998) refutam a ideia de que a abertura de capital de uma empresa é um processo natural que eventualmente atingem as firmas conforme o seu crescimento. Segundo os autores, existem algumas motivações pelas quais as firmas abrem capital. Após uma regressão em painel com 2181 companhias italianas, entre 1982 e 1992, os autores chegam à conclusão de que uma firma realiza IPO para reequilibrar seu balanço de pagamentos. Ainda, a probabilidade de uma oferta primária é maior quanto melhor for a avaliação no mercado de ações das firmas de um mesmo setor, bem como quanto maior for o seu tamanho. Os autores descartam a hipótese de que as firmas realizam IPOs para atender à necessidade de investir em setores com maior crescimento – refletem, ao invés disso, a intenção dos gestores de capturarem oportunidades do mercado acionário. Além disso, quanto maior e mais antiga uma empresa é, maior é a probabilidade de uma abertura de capital.

Fischer (2000) analisa a estrutura de balanço de 661 empresas alemãs do setor de tecnologia que passaram pelo processo de abertura de capital no *Neuer Markt* de 1997 a 1999. Para o autor, a probabilidade de um IPO aumenta proporcionalmente ao crescimento de ativos intangíveis e de atividades de

pesquisa e desenvolvimento, de modo que quando o nível de investimentos de uma firma está elevado, empresas tendem a se tornarem públicas para captarem novos financiamentos. Essa captação é realizada, normalmente, quando os emissores estão em condições econômicas e financeiras sólidas. Além disso, o IPO também é utilizado como um mecanismo para que acionistas controladores obtenham fundos sem renunciar ao controle, inclusive consolidando-o, dado que o tamanho relativo de sua participação acionária, em comparação com outros acionistas, aumenta.

Segundo Kim e Weisbach (2008), firmas possuem três motivos potenciais, não necessariamente mutuamente excludentes, para realizarem emissões de ações: financiar investimentos, em consonância ao defendido por Fischer (2000), transferir riqueza para novos acionistas e aumentar a liquidez. Ao analisar uma amostra de 17.226 ofertas primárias de ações de 38 países entre 1990 e 2003, os autores verificam que as firmas utilizam os recursos captados para financiar atividades de pesquisa e investimento além de realizar despesas de capital, em linha com a teoria de que firmas realizam IPOs para atividades de investimento. Em um trabalho alternativo, os autores verificam também que, além de atenderem à demanda por capital, a emissão primária de ações também está relacionada a uma maior amortização da dívida e aumento do fluxo de caixa (KIM; WEISBACH, 2005).

IPOs também podem ser realizados para financiar atividades de fusões e aquisições (M&As), como defendido por Celikyurt, Sevilir e Shivdasani (2010). Os autores estudam IPOs realizados por empresas dos EUA avaliados em mais de US\$ 100 milhões entre 1985 e 2004. Quando firmas realizam ofertas primárias de ações, há tal influxo de caixa que possibilita operações de fusões e aquisições, além de criar uma “moeda” (por meio das ações) que facilita as transações. Nesse sentido, Hovakimian e Hutton (2010) observam que cerca de um terço de firmas com recente abertura de capital adquirem outras empresas em até três anos após a emissão. Além disso, os autores argumentam que IPOs facilitam aquisições ao levantarem caixa para financiar tais operações, além de obterem um *feedback* do mercado sobre seu desempenho.

Os determinantes macroeconômicos do momento de um IPO também recebem destaque. Loughran *et al* (1994) analisam o desempenho de curto e longo prazo de companhias de 15 países que abriram capital. Seus resultados indicam que há uma correlação positiva entre as atividades de IPO e o nível ajustado à inflação do mercado de ações. Para Angelini e Foglia (2018), fatores macroeconômicos como o ciclo de negócios, volatilidade e taxa de juros explicam a quantidade de IPOs realizados no Reino Unido entre 1996 e 2016. A taxa de retorno do mercado de ações, contudo, não encontrou suporte empírico. La Porta *et al.* (1997) mostram que, ao conduzir um estudo com as condições econômicas de IPOs em 49 países, notou-se que a taxa de crescimento do PIB teve um efeito estatisticamente significante sobre a quantidade de IPOs. Esses autores argumentam, ainda, que a proteção ao acionista minoritário é um fator relevante para que mais empresas abram capital (LA PORTA *et al.*, 1996).

Meluzín, Zinecker e Łapińska (2014) avaliam a influência de fatores macroeconômicos na Polônia, como a taxa de crescimento do PIB, taxa básica de juros, taxa de crescimento do produto industrial, retornos do Índice de Ações de Varsóvia (WIG) e o volume de investimentos em *private equity* sobre a quantidade e volume de IPOs realizados entre 2004 e 2012. Os autores chegam à conclusão de que existe uma relação positiva entre a taxa de crescimento do PIB e taxa de crescimento da produção industrial e o valor levantado nas ofertas.

Brau, Francis e Kohers (2003) examinam fatores que influenciam a escolha por uma abertura de capital por meio de IPO. Após a análise de uma amostra de 9.500 firmas dos EUA, seus resultados sugerem que os seguintes fatores impactam positivamente a probabilidade de um IPO: (i) concentração da indústria; (ii) proximidade com o setor de alta tecnologia; (iii) o custo atual da dívida; (iv) o momento do mercado de IPOs; (v) o tamanho da firma e (vi) estrutura acionária. Por outro lado, firmas em setores com alto nível de *market-to-book*, aquelas pertencentes ao setor financeiro ou ainda, com alto nível de endividamento tendem a optar pela aquisição por uma empresa pública como estratégia para se tornar pública.

Ainda que a experiência internacional seja variada, é possível notar algumas interseções entre os casos analisados. De modo geral, as firmas

realizam IPOs quando estão com uma posição econômica e financeira confortável, de modo que os recursos captados via emissão de ações são utilizados para financiar sua expansão e investimentos. Além disso, as firmas tendem a realizar IPOs quando as condições macroeconômicas estão favoráveis, em especial quando o PIB está em expansão. Em que medida o mercado de capitais brasileiro reflete a experiência internacional, e quais são os fatores ligados à realização de IPOs no Brasil? Para possibilitar uma melhor compreensão, esta subseção apresentará, de modo geral, as principais movimentações que ocorreram no mercado de capitais brasileiro ao longo dos anos.

### *2.3 Breve panorama do mercado de ações no Brasil*

Ainda que o mercado acionário brasileiro encontre sua gênese na reformulação institucional do mercado financeiro, na década de 60, com o Programa de Ação Econômica do Governo<sup>1</sup> (PAEG), foi apenas a partir do Plano Real que o mercado de capitais passou por um desenvolvimento e consolidação, nos moldes conhecidos atualmente (MESQUITA, 2020; NUNES; COSTA JR;

---

<sup>1</sup> O Plano de Ação Econômica do Governo (“PAEG”) foi lançado como uma estratégia de combate à inflação brasileira, cuja causa-raiz, acreditava-se, eram os déficits governamentais que alimentavam a emissão de moeda e a pressão salarial. O PAEG, dessa forma, tinha um caráter restritivo, traduzido por meio de três medidas básicas: (i) controle dos déficits fiscais, atribuindo metas de arrecadação e redução de despesas governamentais; (ii) desaceleração da expansão dos meios de pagamento e controle do crédito ao setor privado e; (iii) política salarial visando à manutenção do salário real médio, acrescido da porcentagem relativa ao aumento de produtividade. Para aumentar a arrecadação, o sistema tributário passou por uma significativa reestruturação, com a criação do Imposto sobre Produtos Industrializados (“IPI”), Imposto sobre Circulação de Mercadorias (“ICM”) e o Imposto sobre Serviços (“ISS”). A criação do Fundo de Garantia de Tempo de Serviço (“FGTS”) e o Programa de Integração Social (“PIS”) também foram importantes, por configurarem fontes de poupança compulsória. As reformas monetárias e financeiras do PAEG compre(RESENDE, 2020)endem às seguintes quatro medidas principais: (i) criação do Conselho Monetário Nacional (“CMN”) e do Banco Central do Brasil (“BACEN”), cujo objetivo era a condução independente da política monetária; (ii) o estabelecimento das Obrigações Reajustáveis do Tesouro Nacional (“ORTN”) e da correção monetária, para viabilizar o desenvolvimento de um mercado de títulos públicos, que alterasse significativamente a forma de financiamento do déficit, passando de emissões de papel-moeda para venda de títulos da dívida pública; (iii) criação do Sistema Financeiro de Habitação (“SFH”), para eliminar o déficit habitacional e; (iv) reforma do mercado de capitais, que autorizou a emissão de diversos tipos de instrumentos financeiros. Assim, as reformas monetárias tiveram como objetivo principal tornar o Sistema Financeiro Brasileiro capaz de sustentar o seu processo de industrialização e de desenvolvimento de forma a não acelerar a inflação. Os resultados do PAEG foram erráticos, no sentido de que, do ponto de vista monetário, por exemplo, o programa não logrou o controle sobre a expansão dos meios de pagamentos. Além disso, um dos objetivos do Programa, de acelerar o ritmo de desenvolvimento econômico do país não foi cumprido, uma vez que a restrição de moeda e de crédito em 1963 levou a uma paralisação da atividade industrial, que teve apenas uma tímida recuperação nos anos seguintes (RESENDE, 2020).

MEURER, 2005). Até então, empresas estatais dominavam os volumes de negociação, e os direitos de votos estavam concentrados em poucos acionistas. Com a abertura comercial e estabilização econômica, contudo, os influxos de investimentos estrangeiros aumentaram consideravelmente (ALDRIGHI *et al.*, 2010; CARVALHO, 2000).

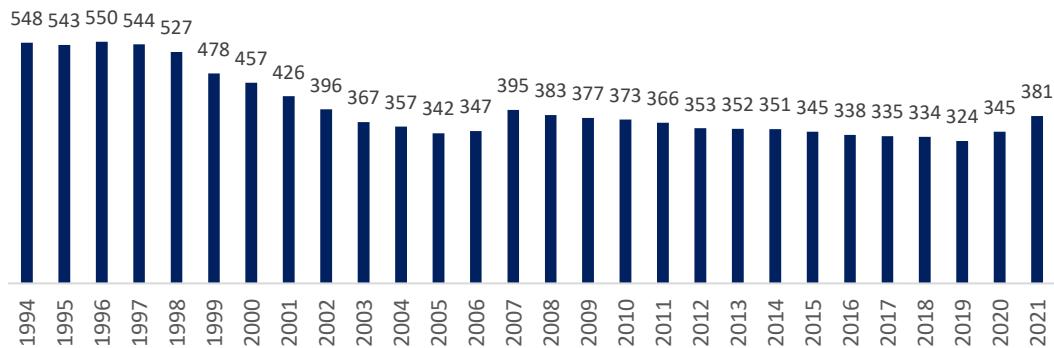
O período de 1994 e 1998 também apresentou uma redução no número de empresas de capital aberto, sobretudo decorrente do alto nível de concentração de valor transacionado, altos custos associados à emissão e falta de proteção aos minoritários. Além disso, o desequilíbrio macroeconômico no final da década de 1990 levou a um aumento na taxa de juros e na Contribuição Provisória sobre Movimentação Financeira (CPMF) (CARVALHO, 2000).

Com o objetivo de melhorar a governança no mercado de capitais, a Bovespa criou, em 2000, os Níveis Diferenciados de Governança Corporativa (Nível 1 e 2) e o Novo Mercado, garantindo, deste modo, o atendimento dos interesses de todos os acionistas – minoritários e controladores (OLIVEIRA; FRASCAROLI, 2014). Além disso, em 2007, a Lei das Sociedades Anônimas (Lei 6.404/76) passou por uma reforma, por meio da Lei 11.638/07. Tal reforma tinha como objetivo aproximar a realidade econômica das organizações com o seu valor de mercado, além de permitir a padronização das normas contábeis adotadas nacionalmente às normas internacionais (SANTOS *et al.*, 2011). Com essas alterações, esperava-se criar um ambiente mais atrativo para investidores, diluindo o poder de voto dos grandes acionistas ao permitir uma estrutura de capital mais dispersa (ALDRIGHI *et al.*, 2010).

Wolf, de Oliveira e Palludeto (2019) argumentam que, enquanto o estoque brasileiro de ações cresceu 67% entre 2006 e 2012, nos três anos subsequentes, esse volume reduziu cerca de 24%, atingindo R\$ 1,9 trilhão em 2015. Ao mesmo tempo, o estoque de títulos de dívida privada passou por um forte crescimento, de R\$ 527 bilhões em 2006, para R\$ 2,3 trilhões em 2015. Para os autores, a preponderância por instrumentos de dívida no Brasil se dá, sobretudo, pela dificuldade encontrada pela maioria das empresas em encontrar demanda para os seus papéis, além da preferência por fontes internas de financiamento. Adicionalmente, o mercado de ações perdeu força a partir de 2014, pelo

aprofundamento da crise econômica, social e política no país, levando ao aumento do risco-país (WOLF; DE OLIVEIRA; PALLUDETO, 2019). De fato, esse fenômeno pode ser observada por meio da figura 2, com a tendência decrescente de empresas listadas na B3, ainda que os anos de 2020 e 2021 tenham registrado um montante maior de empresas listadas.

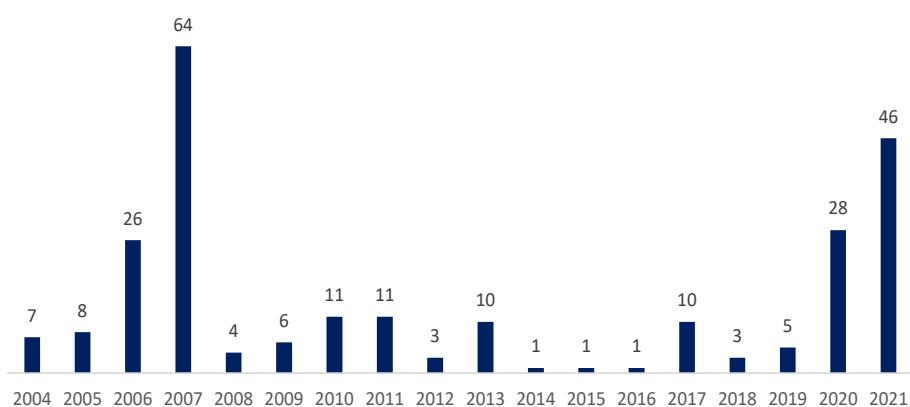
**Gráfico 1 – Quantidade de empresas listadas na B3**



Fonte: World Federation of Exchanges (2022)

A figura 2 enumera, por sua vez, a quantidade de IPOs realizadas no Brasil entre 2004 e 2021 (B3, 2022). Em 2007 houve um pico de IPOs, com 64 empresas abrindo capital. No ano seguinte, em 2008, apenas quatro empresas emitiram ações pela primeira vez no mercado. Nos dois últimos anos, em 2020 e 2021, o mercado de capitais registrou uma nova onda de IPOs, com mais 74 empresas realizando IPOs, o que é condizente com o aumento na quantidade de empresas listadas. Como se pode perceber, a quantidade de IPOs tende a ser volátil.

**Gráfico 2 – Quantidade de IPOs realizadas no Brasil entre 2004 e 2021**



Fonte: B3 (2022)

A subseção a seguir analisará os principais estudos já desenvolvidos doméstico que investigam os determinantes para IPOs no Brasil.

#### *2.4 Determinantes de IPOs no Brasil*

Oliveira e Martelanc (2014) utilizam o método de regressão logística em uma amostra com empresas listadas e não listadas para avaliar quais os fatores determinantes aplicáveis a empresas brasileiras. Os autores elencam alguns fatores extensivamente trabalhados na literatura como: (i) reforço de estrutura de capital; (ii) desenvolvimento de novos projetos e investimentos em P&D; (iii) captação de recursos para aquisição de outras empresas; (iv) redução de riscos relacionados assimetrias de informações entre potenciais investidores e acionistas atuais e; (v) diversificação do portfólio de investimentos de acionistas controladores. Segundo os autores, o momento ideal de um IPO é quando há um equilíbrio entre o custo de incerteza no *valuation* e uma diminuição do risco observado pelos investidores. Além disso, se várias empresas de um mesmo setor realizam IPOs, a quantidade de IPOs neste setor tende a aumentar. Finalmente, quando uma empresa está endividada e os encargos de dívida aumentam, um IPO é conveniente para atrair novos *stakeholders* e ajustar a estrutura de capital da Companhia.

Amorim *et al.* (2021) analisam fatores externos que favorecem a abertura de capital de empresas. Com base na teoria neoclássica, os autores argumentam que há uma interação dinâmica entre taxa de juros, financiamento e investimentos. A redução na taxa de juros leva a um aumento na demanda por crédito e afetam o IPO de uma companhia de tal modo que, quando a taxa de juros está muito baixa, as empresas podem preferir tomar empréstimos por meio de dívidas. Por outro lado, níveis muito altos na taxa de juros podem desincentivar IPOs, já que os fluxos de caixa descontados seriam menores. Assim, há um nível ótimo para a taxa de juros que determina o volume de IPOs. Além desse recorte teórico, os autores levantam também outros fatores levantados pela literatura, como seleção adversa e otimismo dos investidores. Por meio de um modelo autorregressivo de defasagens distribuídas (ARDL) em dados mensais de 2007 a 2018, os autores concluem que os recursos do IPO são impactados por choques de curto prazo de alguns fatores macroeconômicos.

Entretanto, esses choques não afetam a quantidade de IPOs, possivelmente porque uma oferta pública é um movimento que requer planejamento. Por outro lado, fatores macroeconômicos de longo prazo afetam a quantidade de IPOs.

Oliveira e Frascaroli (2014) realizam uma estimativa de um modelo de Vetores Autorregressivos (VAR) para analisar as relações entre variáveis macroeconômicas e ofertas públicas de ações no Brasil, entre 1998 e 2012. Os autores selecionam a taxa de juros, produção industrial, taxa de inflação e retorno dos ativos no mercado brasileiro (Ibovespa) para verificar a resposta de uma mudança dessas variáveis sobre emissões de ações. Os autores concluem que todas as variáveis, exceto o Ibovespa afetam as emissões.

Por fim, Aldrighi *et al.* (2010) analisam os fatores determinantes na realização de IPOs na bolsa de valores brasileira entre 2002 e 2008. Os autores concluem que empresas maiores e mais lucrativas, com maior nível de investimentos e com taxa de crescimento mais elevada tendem a ser mais propensas a realizarem ofertas primárias de ações. Além disso, fatores como um ambiente macroeconômico favorável, melhoria nos níveis de governança (com a reforma da lei das S.A em 2001, a instituição da CVM, órgão disciplinador e a exigência de níveis de governança corporativa pela Bovespa) e a liquidez internacional contribuíram para o *boom* de IPOs realizados no período.

A experiência brasileira está alinhada, em certa medida, à experiência internacional. Assim como em outros países, fatores macroeconômicos favoráveis impactam positivamente a decisão pela abertura de capital por meio de ações, ainda que esse impacto possa ser sentido com maior intensidade no longo prazo, segundo a análise de Amorim *et al.* (2021). Estudos empíricos aplicados ao Brasil ainda são escassos, de modo que, a seção a seguir buscará complementar a literatura existente, por meio da estimativa de um modelo de Vetores Autorregressivos (VAR).

### **3. METODOLOGIA**

### 3. METODOLOGIA

O presente trabalho realizará uma regressão de séries temporais, utilizando-se uma base de dados trimestral composta por 72 observações, que abrangem os anos de 2004 a 2021. As subseções a seguir descrevem as justificativas para a escolha das variáveis e apresentam os testes requeridos para uma estimativa de séries temporais. Também serão realizadas estimativas por meio de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) para verificar o comportamento dos parâmetros, seguido pela estimativa por meio de Vetores Autorregressivos (VAR), foco deste trabalho.

#### 3.1 Seleção de variáveis

Considerando-se que uma firma pode escolher financiar os seus projetos de investimento por meio de capital próprio ou capital de terceiros, pode-se pensar na taxa de juros como uma das principais variáveis que motivam a abertura de capital por meio de uma emissão primária de ações. De acordo com a teoria econômica neoclássica, o nível de investimentos é uma função decrescente da taxa de juros, de modo que, quanto menor o nível da taxa de juros, maior será a demanda por crédito. Em empresas alavancadas, sobretudo, a emissão de ações pode ser uma importante fonte de financiamento em um período de níveis elevados de taxa de juros (BRAU; FRANCIS; KOHERS, 2003). Neste trabalho, a taxa de juros básica da economia – SELIC é utilizada como sinalizador do custo de capital.

É importante ressaltar, contudo, que a relação entre taxa de juros e IPOs nem sempre é óbvia. Jovanovic e Rousseau (2004) identificaram que essa relação não é monotônica. Quando as taxas de juros estão muito elevadas, não há incentivo para novos investimentos. Entretanto, taxas de juros muito baixas também desencoraja investimentos, se esses aportes de capital são irreversíveis. Além disso, espera-se que, quanto maior o PIB, maior serão os choques de demanda na economia, levando também a uma maior busca por recursos para financiamento de projetos (ANGELINI; FOGLIA, 2018).

O índice de ações é uma boa *proxy* para o otimismo do investidor e para as condições gerais de mercado de ações. Assim, considerando-se que as empresas utilizam fundos de capital próprio para financiarem seus déficits

quando o custo deste é menor que o custo de financiamento por meio de terceiros, e seu valor de mercado é maior que o seu patrimônio líquido, pode-se esperar que em períodos de maior otimismo, haja uma maior quantidade de IPOs (LOUGHAN; RITTER; RYDQVIST, 1994; ROSSI; MAROTTA, 2010).

Por fim, de acordo com Gianellies e Papadopoulos (2011), o mercado de câmbio estrangeiro é interdependente do mercado monetário, real e de ações. Se há uma depreciação da taxa de câmbio, o endividamento denominado em termos de moeda estrangeira aumenta. Neste momento, a emissão de ações também pode favorecer o financiamento do déficit da companhia. Por outro lado, quando há volatilidade cambial, há uma maior incerteza em relação ao preço de emissão da oferta, o que pode desencorajar um IPO (DICLE; LEVENDIS, 2018; KADIYALA; SUBRAHMANYAM, 2000).

Para o presente trabalho, a quantidade de IPOs ( $N_{IPO}$ ) e o volume financeiro das emissões ( $V_{IPO}$ ), em milhões de reais, serão as variáveis dependentes. As informações sobre as Ofertas Primárias de Ações no Brasil são disponibilizadas publicamente pelo portal da B3 – Brasil, Bolsa e Balcão. Como variáveis independentes, foram selecionadas o índice de desempenho do mercado de ações brasileiro – Ibovespa ( $IBOV$ ), a taxa real de juros ( $r_{JUROS}$ ), em %, a taxa de crescimento trimestral do PIB ( $PIBcresc$ ), em %, e a taxa de câmbio real ( $r_{FX}$ ), em R\$/US\$. Como  $PIBcresc$  é uma série trimestral, as demais variáveis estão expressas como a média do trimestre. As séries foram deflacionadas utilizando-se o IPCA. Todas as variáveis macroeconômicas foram retiradas do IPEA Data (2022).

### 3.2 Estatísticas descritivas

A tabela 1 apresenta as principais estatísticas descritivas das variáveis selecionadas.

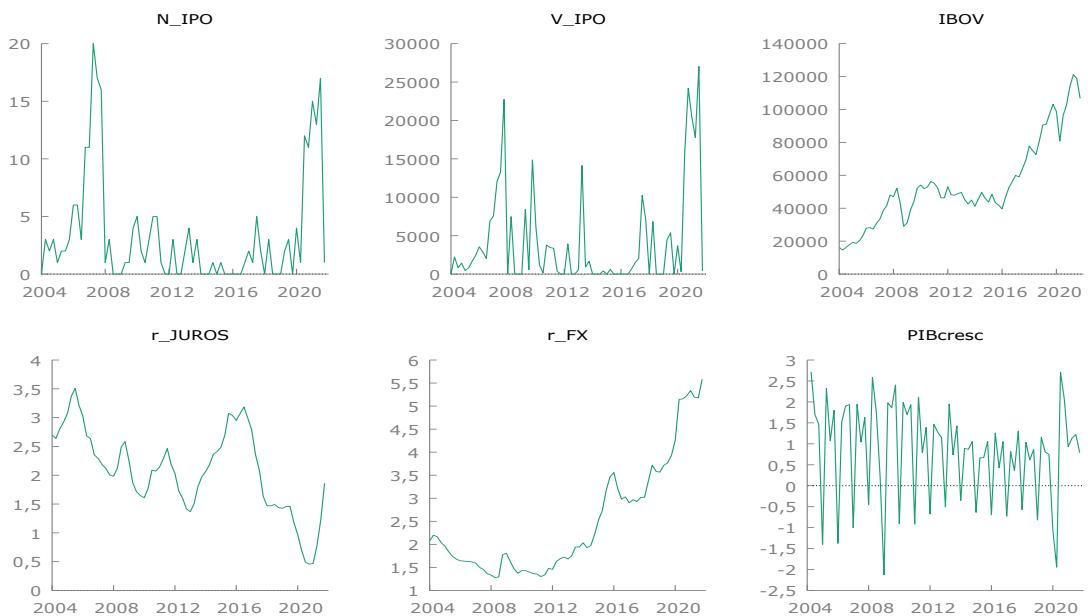
**Tabela 1- Estatísticas descritivas**

	<b>Média</b>	<b>Mediana</b>	<b>D.P</b>	<b>Mín</b>	<b>Max</b>
<b><i>N_IPO</i></b>	3,417	2,000	4,820	0,0000	20,00
<b><i>V_IPO</i></b>	4.175	1.039	6.439	0,0000	27.023
<b><i>IBOV</i></b>	54.047	48.107	26.095	14.649	123.554,7
<b><i>r_JUROS</i></b>	2,083	2,104	0,7201	0,4559	3,509
<b><i>PIBcresc</i></b>	0,8181	1,0522	1,1580	-2,1277	2,7165
<b><i>r_FX</i></b>	2,492	1,953	1,216	1,280	5,582
<b><i>N</i></b>	72	72	72	72	72

Fonte: B3 (2022), IPEA Data (2022)

Para fins de conveniência, *V\_IPO* está expresso em milhões de reais. Conforme observado na seção anterior, a quantidade de IPOs realizados no Brasil durante o período apresenta um comportamento oscilatório. Assim, nota-se trimestres sem nenhuma atividade de abertura de capital, como o período compreendido pelo primeiro trimestre de 2014 até o terceiro trimestre de 2016 (com exceção do 4T14 e 2T15, que registraram um processo de IPO, em ambos os trimestres), bem como períodos com intensa atividade de oferta primária, como a partir do 3T20. Como o volume financeiro emitido está diretamente atrelado à quantidade de IPOs, em trimestres sem oferta pública inicial o volume financeiro, por consequência é nulo. Isto não significa, contudo, que o trimestre com a maior quantidade de IPOs (2T07) corresponda, necessariamente, com o trimestre com maior volume levantado. Neste caso, o 3T21 registrou o maior volume financeiro, com aproximadamente R\$ 27 bilhões de recursos captados. Ambas as séries (*N\_IPO* e *V\_IPO*) apresentam heterocedasticidade condicional, isto é, a volatilidade apresentada não é constante ao longo do tempo.

Gráfico 3 - Séries temporais



Fonte: B3 (2022), IPEAData (2022)

Em relação às variáveis independentes, o *IBOV* apresenta tendência crescente ao longo dos anos. Vale notar que a partir de 2020, o *IBOV* apresenta uma diminuição momentânea, assim como uma drástica queda em *PIBcresc*, justificada pela desaceleração da atividade econômica decorrente da pandemia do Covid-19 (SILBER, 2020). Para obter a taxa de crescimento anualizada de *PIBcresc*, calculou-se a razão entre o logaritmo do PIB a preços de mercado no nível e o logaritmo da sua primeira defasagem elevada à quarta potência, subtraindo-se 1, em seguida. A série *PIBcresc* também apresenta heterocedasticidade condicional.

A variável *r\_JUROS*, por sua vez, não apresenta tendência, ainda que seja possível observar períodos longos em que a taxa de juros permanece elevada, e períodos longos em que permanece em patamares baixos. Por fim, a *r\_FX* apresentam, no curto prazo, períodos de apreciação e depreciação, sem que haja reversão para uma média de longo prazo, o que configura a série como um passeio aleatório. O próximo capítulo desenvolverá os modelos propostos.

## **4. ESTIMAÇÃO DOS DETERMINANTES MACROECONÔMICOS DE IPOs**

## 4. MODELOS

Estimações de séries temporais, sobretudo modelos de Vetores Autorregressivos requerem a realização dos testes de estacionariedade, causalidade entre as variáveis (teste de causalidade de Granger), testes de cointegração, quando necessário, estimação da função Impulso-Resposta e decomposição da variância dos erros de previsão (BUENO, 2012).

### 4.1 Testes de estacionariedade

Segundo Bueno (2012), um processo estocástico é fracamente estacionário se a média da série temporal é igual para todo período e a variância não depende do tempo. Ainda, para ser fracamente estacionária, todas as autocovariâncias (ou seja, a covariância entre  $y_t$  e todas as suas defasagens) não devem ser afetadas por uma mudança no tempo de origem (ENDERS, 2014a). Uma série é estritamente estacionária, por sua vez, se “a função distribuição conjunta de  $\{y_{t_i}\}_{i=1}^k$  for igual à função de distribuição conjunta de  $\{y_{t_i+h}\}_{i=1}^k, h \in \mathbb{Z}$ ” (BUENO, 2012, p. 17). Formalmente, as condições são expressas da seguinte maneira:

$$(i) \quad E(y_t) = E(y_{t-s}) = \mu \quad (1)$$

$$(ii) \quad E[(y_t - \mu)^2] = E[(y_{t-s} - \mu)^2] = \sigma_y^2 \quad (2)$$

$$(iii) \quad E[(y_t - \mu)(y_{t-s} - \mu)] = E[(y_{t-j} - \mu)(y_{t-j-s} - \mu)] = \gamma_s \quad (3)$$

Outro conceito importante ao se avaliar a estacionariedade de uma série temporal é a autocorrelação entre  $y_t$  e suas defasagens. Esta análise é útil para identificar a ordem do modelo. Para uma série estacionária, os coeficientes de autocorrelação devem ser constantes ao longo do tempo, e convergir geometricamente a zero (ENDERS, 2014a). As raízes da equação característica também devem estar fora do círculo unitário, e a média temporal deve convergir

para a média não-condicional (ergodicidade) (BUENO, 2012). Segundo Brooks (2008), a realização de testes de estacionariedade é importante para evitar as chamadas regressões espúrias. Os gráficos da função de autocorrelação (FAC) e autocorrelação parcial (FACP) são descritos no Apêndice deste trabalho.

Um modelo é fracamente estacionário caso as raízes do polinômio característico dado pela equação (3), re-escrita como  $\Phi(L)Y_t = \Phi_0 + e_t$ , estejam dentro do círculo unitário (ENDERS, 2014a). Isto é:

$$|l_n\lambda^p - \Phi_1\lambda^{p-1} - \Phi_2\lambda^{p-2} - \dots - \Phi_p| = 0 \quad (4)$$

Uma forma de se testar a estacionariedade é por meio dos testes Dickey-Fueller (DF), proposta em 1979 e 1981, e Dicker-Fueller Aumentado (ADF), que verificam se a série possui ou não raiz unitária. Caso seja detectada a presença de raiz unitária, então a série não é estacionária. Considerando o modelo:

$$y_t = (\phi y_{t-1} + \varepsilon_t) \quad (5)$$

A realização do teste DF consistiria, inicialmente, em estimar o modelo acima adotando-se como hipótese nula  $H_0: \phi = 1$ , para não-estacionariedade, contra  $H_1: \phi < 1$ . Entretanto, adota-se uma versão modificada do teste, estimando:

$$\Delta y_t = (\phi - 1)y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (6)$$

De modo análogo à equação (8), considera-se a estimativa da hipótese nula de não-estacionariedade contra a hipótese alternativa, adotando-se a estatística  $\tau$ , obtida recalculando-se a estatística convencional  $t$  de student, por meio de simulações de Monte Carlo (BUENO, 2012). Assim, obtém-se os seguintes resultados:

- (i)  $\Delta y_t = (\phi-1)y_{t-1} + \varepsilon_t$ , passeio aleatório sem constante e sem tendência (puro), estatística  $\tau$ ;
- (ii)  $\Delta y_t = \mu + (\phi-1)y_{t-1} + \varepsilon_t$ , passeio aleatório com constante, mas sem tendência (*drift*), estatística  $\tau_\mu$ ;
- (iii)  $\Delta y_t = \mu + \delta t + (\phi-1)y_{t-1} + \varepsilon_t$ , passeio aleatório com constante e tendência, estatística  $\tau_\tau$

Os valores das estatísticas  $\tau$ ,  $\tau_\mu$  e  $\tau_\tau$ , compilados por Enders (2014), encontram-se no apêndice deste trabalho.

O teste DF aumentado, por sua vez, inclui defasagens adicionais a um modelo autorregressivo de ordem superior, ou quando o componente de erro  $\varepsilon_t$  apresenta correlação, ou seja, não é um ruído branco (BUENO, 2012). Assim, corrige-se a limitação estimando o mesmo modelo em (9) com as variáveis autorregressivas, de modo que:

$$\Delta y_t = \mu - \left(1 - \sum_{i=1}^p \phi_i\right) y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \left\{ \left( - \sum_{j=i}^{p-1} \phi_{j+1} \right) \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \right\} \quad (7)$$

Ou, de forma simplificada:

$$\Delta y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \lambda_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (8)$$

As estimativas realizadas são similares às aplicadas ao teste DF, com os mesmos valores críticos para as estatísticas  $\tau$ ,  $\tau_\mu$  e  $\tau_\tau$ . A quantidade de defasagens a serem adotadas foi sugerida por Schwert, (1989), seguindo a fórmula:

$$p_{max} = \text{int} \left\{ 12 \left( \frac{T}{100} \right)^{\frac{1}{4}} \right\} \quad (9)$$

Enders (2014) sugere um algoritmo para verificar a existência de raiz unitária por meio do teste ADF, utilizando a especificação correta (com constante e tendência, com constante e sem tendência ou sem constante e sem tendência) para que não haja perda do poder do teste incluindo, por exemplo, uma tendência determinística sem necessidade. Para isso, seguem-se as seguintes etapas:

- (i) Inicia-se o teste por meio do modelo mais geral, que inclui constante e tendência, dado por:

$$\Delta Y_t = a_0 + a_2 t + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \beta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (10)$$

Com base na estatística  $\tau_\tau$ , testa-se a hipótese nula  $H_0: \gamma = 0$ . Caso a hipótese nula seja rejeitada, então não há raiz unitária e a variável é estacionária.

- (ii) Caso a hipótese nula não seja rejeitada, então é necessário verificar a existência de uma tendência determinística. Assim, testa-se conjuntamente a hipótese nula  $H_0: a_2 = \gamma = 0$ , utilizando a estatística  $\Phi_3$ . Se a hipótese nula não é rejeitada, então a variável não possui tendência, e prossegue-se para a estimação do modelo sem tendência.
- (iii) Caso a hipótese nula seja rejeitada, então ou  $\gamma$  ou  $a_2$  são diferentes de zero, indicando que há raiz unitária ( $\gamma \neq 0$ ) ou que há tendência determinística ( $a_2 \neq 0$ ). Estima-se, assim, o modelo:

$$\Delta Y_t = a_0 + a_2 t + \sum_{i=1}^{p-1} \beta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (11)$$

E, tomando-se  $H_0: a_2 = 0$ , estima-se o teste  $t$  padrão. Se a hipótese nula é rejeitada, então não há tendência determinística. Caso contrário, então há tendência determinística e é necessário

testar  $H_0: \gamma = 0$ , em (13), por meio do teste  $t$ . Se  $H_0$  é rejeitado, então a série possui tendência determinística, mas é estacionária. Se  $H_0$  não é rejeitado, então a série possui tendência determinística e raiz unitária.

- (iv) Verificada a ausência de tendência determinística, estima-se o modelo sem tendência, dado por:

$$\Delta Y_t = a_0 + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \beta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (12)$$

Novamente, prossegue-se para a estimação da hipótese nula de raiz unitária  $H_0: \gamma = 0$ , por meio da estatística  $\tau_\mu$ . Se  $H_0$  é rejeitada, então o processo não possui raiz unitária e é, portanto, estacionária. Caso não seja rejeitada, então é necessário verificar se o processo possui *drift* (intercepto). Assim, a hipótese nula conjunta passa a ser  $H_0: a_0 = \gamma = 0$ , testada por meio da estatística  $\Phi_1$ . Em caso de não-rejeição de  $H_0$ , então o processo não possui intercepto e prossegue-se para a estimação do modelo sem tendência e sem intercepto.

- (v) Se, por sua vez,  $H_0$  é rejeitada, então, analogamente à etapa (iii), tem-se que ou  $\gamma$  ou  $a_0$  são diferentes de zero. Assim, caso  $a_0 \neq 0$ , então o processo não possui constante, e caso  $\gamma \neq 0$ , o processo não possui raiz unitária. Para verificar em qual caso o processo se enquadra, estima-se o modelo:

$$\Delta Y_t = a_0 + \sum_{i=1}^{p-1} \beta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (13)$$

Considerando  $H_0: a_0 = 0$ , utiliza-se um teste  $t$  convencional para verificar a existência ou não de constante. Caso o teste não rejeite  $H_0$ , então o processo não possui constante. Caso  $H_0$  seja rejeitada,

então o teste possui constante e deve-se testar  $H_0: \gamma = 0$ . Conforme visto anteriormente, se  $H_0$  é rejeitado, então o processo não possui raiz unitária e é estacionário, mas possui um *drift*. Se  $H_0$  não é rejeitado, então há raiz unitária.

A tabela 2 reproduz o resultado do teste ADF, após seguir o algoritmo proposto por Enders (2014).

**Tabela 2 – Teste ADF de estacionariedade**

Variáveis	Estatística de teste ( $\tau$ )	p-valor assintótico
<i>N_IPO</i>	-3,90621	0,01181
<i>V_IPO</i>	-4,97526	0,0002019
<i>IBOV</i>	-1,71114	0,7466
<i>r_JUROS</i>	-2,96667	0,03813
<i>PIBcresc</i>	-3,88527	0,01262
<i>r_FX</i>	-1,50866	0,827

Fonte: autora

A variável *IBOV* e *r\_FX* são as únicas que apresentaram raiz unitária, portanto, são não-estacionárias. Além disso, verificou-se que no caso de *r\_JUROS* a tendência determinística não faz parte do processo. Vale ressaltar, ainda, que não há indícios de autocorrelação serial dos resíduos.

Para possibilitar a estimação de um modelo VAR, é necessário que as variáveis sejam estacionárias e possuam a mesma ordem de integração. Para isso, é possível decompor uma série em seu componente de tendência e seu componente estacionário, que representam flutuações de curto prazo, conforme proposto por Hodrick e Prescott (1997), conhecido popularmente como filtro HP. Ainda que o seu uso seja bastante popular em pesquisas de macroeconomia aplicada, o filtro HP é alvo de críticas, principalmente por Hamilton (2017). Segundo o autor, tal estratégia, quando aplicado em passeios aleatórios, acaba distorcendo a natureza da série por diferenciá-la em demasia, efeito observado sobretudo no início e no final da amostra. Apesar disso, Drehmann e Yetman (2018) concluem que o uso do filtro HP desempenha um poder preditivo maior, quando comparados com outros filtros, como o proposto por Hamilton (2017).

Ao aplicar o filtro HP e selecionar o componente cíclico da série, observa-se que as variáveis se tornam estacionárias. Como todas as variáveis

são, agora, estacionárias em nível, não é necessário realizar testes de cointegração.

**Tabela 3 – Teste ADF de estacionariedade**

Variáveis	Estatística de teste ( $\tau$ )	p-valor assintótico
<i>N_IPO</i>	-3,90621	0,01181
<i>V_IPO</i>	-4,97526	0,0002019
<i>hpc_IBOV</i>	-5,21254	6,804e-005
<i>r_JUROS</i>	-2,96667	0,03813
<i>PIBcresc</i>	-3,88527	0,01262
<i>hpc_r_FX</i>	-4,20343	0,004355

Fonte: autora.

#### 4.2 Mínimos Quadrados Ordinários (MQO)

Antes de prosseguir para a estimação do modelo VAR, será realizada uma estimação por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) para testar a influência das variáveis independentes no número e volume de ofertas primárias no Brasil. A estimação pelo modelo MQO, além de sua simplicidade, tem como vantagem oferecer uma análise *coeteris paribus* das variáveis explicativas, controladas explicitamente, que podem afetar simultaneamente, a variável explicada (WOOLDRIDGE, 2016). Uma vez que este trabalho utiliza séries temporais, serão utilizadas as variáveis já estacionarizadas, a partir dos resultados encontrados na seção anterior.

**Tabela 4 – Modelo de Mínimos Quadrados Ordinários**

Variável dependente: <i>N_IPO</i>					
	C	<i>hpc_IBOV</i>	<i>hpc_r_FX</i>	<i>PIBcresc</i>	<i>r_JUROS</i>
<i>Coeficiente</i>	5,63189 (1,88216)	0,000373126 (0,000128093)	6,74468 (3,01938)	0,6654 (0,299636)	-1,30139 (0,895297)
<i>Teste t</i>	2,992***	2,913***	2,234**	2,221**	-1,454
<i>p-valor</i>	0,0039	0,0049	0,0289	0,0298	0,1508
<i>R</i> <sup>2</sup>	0,251220				
<i>R</i> <sup>2</sup> ajustado	0,205839				

Fonte: autora. Nota: \*\*\* 1 % de significância; \*\* 5% de significância; \* 10% de significância

Os resultados mostram que as variáveis *hpc\_IBOV*, *hpc\_FX* e *PIBcresc* são estatisticamente significantes a 1%, 5% e 5% respectivamente, consoante a estudos prévios existentes na literatura. É importante notar, contudo, que se

trata de um modelo com baixo poder explicativo, dado que o R-quadrado ajustado figura na ordem de 20,6%. O modelo pode ser escrito como:

$$\begin{aligned}
 N_{IPO} = & 5,63189 + 0,000373126 IBOV - 1,30139 R_{JUROS} + 6,74468 R_{FX} \\
 & + 0,6654 PIBcresc
 \end{aligned} \tag{14}$$

O coeficiente negativo na taxa de juros sugere que quando a Selic cai, a quantidade de ofertas públicas iniciais aumenta. Conforme visto no capítulo anterior, o comportamento da taxa de juros é ambíguo (JOVANOVIC; ROUSSEAU, 2004). No caso brasileiro, o sinal pode ser explicado pelo lado da demanda, uma vez que um aumento na taxa de juros pode estar associado a uma preferência maior por títulos de renda fixa, ocasionando uma migração de investidores da bolsa de valores. Os resultados estão em linha com aqueles encontrados por Meurer (2006) e Santana *et al* (2018), que analisam a relação entre as principais variáveis macroeconômicas no Brasil.

**Tabela 5 – Modelo de Mínimos Quadrados Ordinários**

<b>Variável dependente: V_IPO</b>					
	C	hpc_IBOV	hpc_r_FX	PIBcresc	r_JUROS
Coeficiente	10564,7	0,382645	8124,45	1464,56	-3623,95
	(2635,34)	(0,164361)	(3818,66)	(418,711)	(1137,82)
Teste <i>t</i>	4,009***	2,328**	2,128**	3,498***	-3,185***
<i>p</i> -valor	0,0002	0,0230	0,0371	0,0008	0,0022
<i>R</i> <sup>2</sup>	0,400442				
<i>R</i> <sup>2</sup> ajustado	0,364105				

Fonte: autora. Nota: \*\*\* 1 % de significância; \*\* 5% de significância; \* 10% de significância

Para o volume de emissões financeiras em um IPO, *r\_JUROS* e *PIBcresc* são estatisticamente significantes a 1%, enquanto *hpc\_r\_FX* e *hpc\_IBOV* são estatisticamente significantes a 5%. Comparado com o MQO realizado com a quantidade de IPOs como variável dependente, o modelo possui um melhor ajuste, com um R-quadrado de 0,400442 e R-quadrado ajustado de 0,364105. O modelo pode ser escrito como:

$$\begin{aligned}
 V_{IPO} = & 10564,7 + 0,38245hpc\_IBOV - 3623,95 r\_JUROS + 8124,45 hpc\_r\_FX \\
 & + 1464,56 PIBcresc
 \end{aligned} \tag{15}$$

Assim como observado para a quantidade de IPOs, o sinal da taxa de juros é negativo, o que evidencia que quando as taxas de juros aumentam, o volume financeiro de um IPO se reduz, atrelado ao aumento da demanda por títulos de renda fixa. A taxa de crescimento do PIB também possui um papel importante na determinação do volume de emissões financeiras, o que sugere que, quando há um otimismo do mercado em relação ao aumento do produto do país, as firmas tendem a abrir capital.

Em relação à taxa de câmbio e o índice de retorno de ações, ambos os coeficientes têm sinal positivo. Assim, quando há uma depreciação cambial, o volume de emissões financeiras captadas em uma Oferta Pública Inicial aumenta, sinalizando uma possível resposta das firmas frente a um cenário de encarecimento da dívida atrelada à moeda estrangeira. Por fim, o índice de ações, sendo uma *proxy* para confiança do investidor, também impacta de maneira positiva o volume financeiro.

#### 4.3 Modelo de Vetores Autorregressivos (VAR)

Os modelos de vetores autorregressivos (VAR) são úteis para expressar modelos com diversas variáveis, sendo uma extensão natural de um modelo autorregressivo univariado. Para Bueno (2012) o modelo VAR tem como objetivo encontrar o comportamento da variável de interesse ante a um choque estrutural, expresso por meio de um conjunto mínimo de restrições de identificação. Além disso, Sims, Stock, Watson (1990) afirmam que o VAR é um modelo interessado em analisar a interrelação dinâmica entre as variáveis, que evoluem de maneira simultânea. O modelo VAR é utilizado com frequência na literatura de séries temporais, por permitir avaliar a dinâmica macroeconômica de modo simples, sem a necessidade de uma especificação completa da estrutura econômica, requerida por modelos de equações simultâneas (SILVA; MAIA, 2005).

O modelo VAR pode ser descrito pela sua forma estrutural, conforme a equação 16:

$$AX_t = B_0 + \sum_{i=1}^p B_i X_{t-i} + B \varepsilon_t \quad (16)$$

Na equação acima,  $A$  é uma matriz quadrada que definem as restrições entre as variáveis do vetor linear;  $B_0$  é um vetor linear de constantes;  $B_i$  são matrizes diagonais ( $n \times n$ );  $B$  é uma matriz diagonal de desvios-padrão e  $\varepsilon_t$  são choques estruturais, independentes e distribuídas de maneira idêntica, uma vez que a matriz  $A$  capta indiretamente as interrelações do choque (BUENO, 2012). A sua forma reduzida, estimada por conta da endogeneidade das variáveis, é dada a seguir:

$$X_t = A^{-1}B_0 + \sum_{i=1}^p A^{-1}B_i X_{t-i} + A^{-1}B \varepsilon_t \quad (17)$$

Considerando-se  $\Phi_i \equiv A^{-1} B_i$ ,  $i = 0, \dots, p$ ,  $e_t \equiv A^{-1} B \varepsilon_t$ , segue que:

$$X_t = \Phi_0 + \sum_{i=1}^p \Phi_i X_{t-i} + e_t \quad (18)$$

#### 4.4 Teste de causalidade entre as variáveis

O modelo VAR deste trabalho pode ser descrito por meio do seguinte sistema de equações:

$$\begin{cases} N\_IPO_t = b_{10} - a_{12}M_t + b_{11}M_{t-1} + b_{12}N\_IPO_{t-1} + \sigma_{N\_IPO_t} \varepsilon_{N\_IPO_t} \\ M_t = b_{20} - a_{20}N_{IPO_t} + b_{21}N_{IPO_{t-1}} + b_{22}M_t + \sigma_{M_t} \varepsilon_{M_t} \end{cases} \quad (19)$$

e

$$\begin{cases} V\_IPO_t = c_{10} - d_{12}M_t + c_{11}M_{t-1} + c_{12}V\_IPO_{t-1} + \sigma_{V\_IPO_t}\varepsilon_{V\_IPO_t} \\ M_t = c_{20} - d_{20}V\_IPO_t + c_{21}V\_IPO_{t-1} + c_{22}M_t + \sigma_{M_t}\varepsilon_{M_t} \end{cases} \quad (20)$$

Onde  $M_t$  é o vetor de variáveis macroeconômicas consideradas no modelo. Em termos matriciais, tem-se:

$$\begin{bmatrix} 1 & b_{10} \\ b_{20} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} N\_IPO_t \\ M_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} N\_IPO_t \\ M_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \sigma_{N\_IPO_t} & 0 \\ 0 & \sigma_{M_t} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{N\_IPO_t} \\ \varepsilon_{M_t} \end{bmatrix} \quad (21)$$

e

$$\begin{bmatrix} 1 & c_{10} \\ c_{20} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} V\_IPO_t \\ M_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_{10} \\ c_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} c_{11} & c_{12} \\ c_{21} & c_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} V\_IPO_t \\ M_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \sigma_{V\_IPO_t} & 0 \\ 0 & \sigma_{M_t} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{V\_IPO_t} \\ \varepsilon_{M_t} \end{bmatrix} \quad (22)$$

Em um modelo de vetores autorregressivos, faz-se necessário verificar as relações de causalidade entre as variáveis, uma vez que uma causa não deve suceder um efeito. Para realizar esta verificação, Granger (1969) propôs um teste no qual é possível avaliar se uma variável  $Z$  causa  $X$ , conforme descrito a seguir, em um modelo simples de duas variáveis (BUENO, 2012).

Supondo um vetor linear  $Y_t$  ( $2 \times 1$ ), de tal modo que:

$$Y_t = \begin{bmatrix} X_t \\ Z_t \end{bmatrix} \quad (23)$$

O VAR para este modelo, considerando-se um modelo de causalidade simples, é dado pelo seguinte sistema de equações lineares, pela qual estima-se ambas as variáveis como variáveis dependentes:

$$\begin{cases} X_t = \sum_{j=1}^m a_j X_{t-j} + \sum_{j=1}^m b_j Z_{t-j} + \varepsilon'_t \\ Z_t = \sum_{j=1}^m c_j X_{t-j} + \sum_{j=1}^m d_j Z_{t-j} + \varepsilon''_t \end{cases} \quad (24)$$

Para o caso deste trabalho, têm-se:

$$\begin{cases} N\_IPO_t = \sum_{j=1}^m a_j N\_IPO_{t-j} + \sum_{j=1}^m b_j M_{t-j} + \varepsilon'_t \\ M_t = \sum_{j=1}^m c_j N\_IPO_{t-j} + \sum_{j=1}^m d_j M_{t-j} + \varepsilon''_t \end{cases} \quad (25)$$

e

$$\begin{cases} V\_IPO_t = \sum_{j=1}^m a_j V\_IPO_{t-j} + \sum_{j=1}^m b_j M_{t-j} + \varepsilon'_t \\ M_t = \sum_{j=1}^m c_j V\_IPO_{t-j} + \sum_{j=1}^m d_j M_{t-j} + \varepsilon''_t \end{cases} \quad (26)$$

O teste considera como hipótese nula a ausência de causalidade em ambos os sentidos (tanto de  $X_t$  para  $Z_t$ , como de  $Z_t$  para  $X_t$ ). Além disso, verifica-se a direção da relação de causa-efeito, por meio do teste  $F$ . Nesse caso, se os parâmetros  $b_j$  são estatisticamente iguais a zero,  $Z_t$  não causa  $X_t$ ; da mesma maneira, se os parâmetros  $d_j$  são estatisticamente iguais a zero, então  $X_t$  não causa  $Z_t$  (OLIVEIRA; FRASCAROLI, 2014). Se, para ao menos uma variável for estatisticamente diferente de zero, então rejeita-se a hipótese nula, verificando-se, deste modo, uma relação de causalidade. Vale ressaltar que o teste de Granger deve ser conduzido sobre variáveis estacionárias (BUENO, 2012).

Para realizar o teste de causalidade de Granger, é necessário, em primeiro lugar, selecionar a ordem  $p$  do modelo VAR de modo a obter resíduos

próximos a um ruído branco (BUENO, 2012). Isso será feito avaliando-se os critérios de informação de Akaike (AIC), Schwarz (BIC) ou Hannan-Quinn (HQC), com base nas variáveis já testadas para a estacionariedade.

A tabela 4 indica que todos os critérios indicam um número ótimo de 2 defasagens para ambas as variáveis dependentes.

**Tabela 6 – Seleção de defasagem para VAR**

Variável dependente: N_IPO				Variável dependente: V_IPO			
Lag	AIC	BIC	HQC	Lag	AIC	BIC	HQC
1	25,431	26,911	26,016	1	40,104	41,585	40,690
2	24,241*	26,544*	25,152*	2	39,078*	41,381*	39,990*

Fonte: autora

Com a identificação da ordem do VAR, é possível verificar, por meio do teste de Granger, se as variáveis macroeconômicas selecionadas para o modelo (*hpc\_IBOV*, *r\_JUROS*, *hpc\_r\_FX* e *hpc\_IBOV*) afetam a quantidade de ofertas primárias de ações no mercado, ou o volume financeiro dessas emissões, no sentido de Granger.

**Tabela 7 – Teste de causalidade de Granger**

Fatores	Não Granger-causa				Fatores macro			
	fatores macro				não-Granger causa			
	N_IPO		V_IPO		N_IPO		V_IPO	
Fatores	Teste	<i>p</i> -valor	Teste	<i>p</i> -valor	Teste	<i>p</i> -valor	Teste	<i>p</i> -valor
Macro	F		F		F		F	
<i>hpc_IBOV</i>	7,116	0,002	3,307	0,044	2,967	0,060	1,115	0,335
<i>r_JUROS</i>	0,763	0,471	2,498	0,091	2,870	0,065	6,576	0,003
<i>PIBcresc</i>	5,137	0,009	1,671	0,198	5,909	0,005	1,737	0,186
<i>hpc_R_FX</i>	2,530	0,090	2,560	0,087	1,246	0,296	0,976	0,384

Fonte: autora

A tabela 7 mostra que o crescimento do PIB Granger-causa a quantidade de IPOs, e vice-versa, mas não impacta o volume financeiro das ofertas de ações. Por outro lado, a taxa de juros Granger-causa o volume financeiro de IPOs. Além disso, vale mencionar que tanto o número de IPOs como o volume financeiro Granger-causam Ibovespa. Para as demais relações, os *p*-valores do teste não rejeitam as hipóteses nulas de Granger-causalidade. É importante

notar que o teste de causalidade de Granger não mostra necessariamente uma relação real de causa e efeito. Isso se dá pelo fato de que o teste de Granger não captura relações indiretas de causalidade, sobretudo para especificações com mais de uma variável independente (LUTKEPOHL; KRATZIG, 2004; MCCRORIE; CHAMBERS, 2006). Bueno (2012) ressalta também que o teste de causalidade de Granger não deve ser utilizado para testar relações econômicas, mas apenas para melhorar a previsão.

#### 4.5 Resultados do modelo VAR

As tabelas 8 e 9 mostram o resultado das regressões dos modelos VAR estimados:

**Tabela 8 – Modelo VAR (2) estimado**

<b>Variável dependente: N_IPO</b>									
	C	N_IPO	hpc_IBOV	hpc_r_FX	PIBcresc	R_JUROS	S1	S2	S3
L1	0,183652	0,526648	8,17025e-05	6,13447	-0,167606	-4,85040	-0,701833	-0,000373039	5,16370
	(1,88816)	(0,138955)	(0,000154056)	(4,03308)	(0,712092)	(2,53869)	(1,22696)	(1,87462)	(1,81064)
Teste t	0,09727	3,790***	0,5303	1,521	-0,2354	-1,911*	-0,5720	-0,0001990	2,852
p-valor	0,9229	0,0004	0,5980	0,1340	0,8148	0,0613	0,5696	0,9998	0,0061***
L2		0,200534	-0,000349626	-6,25163	2,26385	3,85563			
		(0,150074)	(0,000155237)	(4,26487)	(0,661905)	(2,58996)			
Teste t		1,336	-2,252**	-1,466	3,420***	1,489			
p-valor		0,1870	0,0283	0,1484	0,0012	0,1423			
R <sup>2</sup>	0,646961								
R <sup>2</sup> ajustado	0,563515								

Fonte: autora.

Nota: \*\*\* 1 % de significância; \*\* 5% de significância; \* 10% de significância. L1 e L2 representam, respectivamente, as primeiras e segundas defasagens das variáveis selecionadas. S1, S2 e S3 correspondem às dummies sazonais incluídas no modelo.

Foram realizados testes para analisar os resíduos do modelo e verificar se não há autocorrelação, se os resíduos estão normalmente distribuídos e não há heterocedasticidade (BUENO, 2012). Conforme o teste Breusch-Godfrey realizado, não há evidência de autocorrelação entre os resíduos, de modo que os coeficientes são consistentes e não-viesados. Além disso, o teste

Shapiro-Wilk de normalidade dos resíduos não rejeita a hipótese nula de resíduos normalmente distribuídos. Por fim, não foi verificada a presença de heterocedasticidade no modelo estimado.

**Tabela 9 – Modelo VAR(2) estimado**

<b>Variável dependente: V_IPO</b>									
	C	V_IPO	hpc_IBOV	hpc_r_FX	PIBcresc	R_JUROS	S1	S2	S3
<i>L1</i>	8187,14	0,185043	0,163014	5151,42	-329,299	-10779,3	-3470,23	-1861,59	3434,30
	(3202,40)	(0,137716)	(0,238453)	(6274,16)	(1116,66)	(3982,97)	(1929,05)	(2912,12)	(2845,82)
<i>Teste t</i>	2,557**	1,344	0,6836	0,8211	-0,2949	-2,706***	-1,799*	-0,6393	1,207
<i>p-valor</i>	0,0134	0,1846	0,4971	0,4152	0,7692	0,0090	0,0775	0,5253	0,2327
<i>L2</i>		0,201555	-0,351394	259,225	1941,56	7655,38			
		(0,155144)	(0,237575)	(6684,57)	(1064,77)	(4006,81)			
<i>Teste t</i>		1,299	-1,479	0,03878	1,823*	1,911			
<i>p-valor</i>		0,1993	0,1448	0,9692	0,0737	0,0613*			
<i>R</i> <sup>2</sup>	0,513435								
<i>R</i> <sup>2</sup> ajustado	0,398428								

Fonte: autora.

Nota: \*\*\* 1 % de significância; \*\* 5% de significância; \* 10% de significância. L1 e L2 representam, respectivamente, as primeiras e segundas defasagens das variáveis selecionadas. S1, S2 e S3 correspondem às dummies sazonais incluídas no modelo.

De forma similar ao que foi realizado com o modelo da tabela 7, foram realizados testes de diagnóstico para os resíduos. Para este modelo também não foi verificada autocorrelação entre os resíduos nem heterocedasticidade. Os resíduos são normalmente distribuídos.

Os parâmetros estimados sugerem que, para o caso do número de IPOs realizados no período, o crescimento no PIB é estatisticamente significante a 1% e o Ibovespa, a 5%, ambos com defasagem de dois trimestres. Assim, pode-se afirmar que a atividade de IPOs responde dois trimestres após uma variação no Ibovespa ou no PIB. Por meio do coeficiente da segunda defasagem do PIB, percebe-se uma relação direta entre crescimento do produto e a quantidade de empresas que decidem se tornar públicas, corroborando a literatura existente de que quanto maior o PIB, maior será a demanda por recursos de uma firma (ANGELINI; FOGLIA, 2018). O coeficiente de IBOV, por sua vez, é negativo na segunda defasagem, denotando uma relação inversa com a realização de ofertas públicas. A taxa de juros também é estatisticamente significante a 10%, na primeira defasagem do modelo, com coeficiente negativo, de modo que quando as taxas de juros se elevam (ou seja, o custo de capital torna-se mais alto), empresas optam por não abrir capital. Tal fato pode ser pensado como uma relação direta ao aumento do custo de oportunidade ao investidor, que poderá preferir alocar seus recursos em títulos de renda fixa, reduzindo a demanda pelo mercado de ações (BERNARDELLI; CASTRO, 2020).

Para o volume financeiro de IPOs, a taxa de juros apresenta uma significância de 1%. Assim como para o número de IPOs, essa variável possui coeficiente negativo, também associado ao custo de oportunidade, conforme mencionado. O crescimento do PIB é estatisticamente significante a 10%, com coeficiente positivo, o que aponta para uma relação positiva entre as duas variáveis.

Por fim, pode-se observar que, tanto para o modelo VAR para  $N_{IPO}$  como para  $V_{IPO}$  o R-quadrado e o R-quadrado ajustado são maiores que para os modelos de Mínimos Quadrados Ordinários estimados. Assim, há melhor ajuste de dados para as estimações realizadas pelo modelo de vetores autorregressivos.

#### *4.6 Funções Impulso-Resposta (FRI)*

A análise das Funções Impulso-Resposta (FRI) permite verificar o impacto de um choque estrutural nos resíduos de uma variável sobre as variáveis de interesse. Para isso, é necessário estimar a forma estrutural do VAR, dado por

(27), conforme já mencionado anteriormente, e identificar os parâmetros a partir do VAR em sua forma reduzida (28) (ENDERS, 2014a).

$$AX_t = B_0 + \sum_{i=1}^p B_i X_{t-i} + B \varepsilon_t \quad (27)$$

$$X_t = \Phi_0 + \sum_{i=1}^p \Phi_i X_{t-i} + e_t \quad (28)$$

Onde  $\Phi_i \equiv A^{-1} B_i$ ,  $i = 0, \dots, p$ ,  $e_t \equiv A^{-1} B \varepsilon_t$ .

Sims (1980) propõe realizar recursivamente tal identificação, impondo restrições ao considerar como zero alguns coeficientes, de modo que a resposta seja limitada. Por meio da decomposição de Choleski, é possível decompor os resíduos, adotando uma matriz triangular inferior para a matriz de covariâncias (forçando, desta maneira, as restrições, uma vez que a porção superior da matriz conterá zeros). Para o caso de  $n$  variáveis, a quantidade de restrições é dada por  $\frac{n^2-n}{2}$  (BUENO, 2012).

Para o caso de um VAR (1) bivariado, é possível escrever:

$$X_t = \bar{X} + \sum_{i=0}^{\infty} \Phi_1^i e_{t-i} = \bar{X} + \sum_{i=0}^{\infty} \frac{\Phi_1^i}{1 - a_{12} a_{21}} \begin{bmatrix} 1 & -a_{12} \\ -a_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sigma_y \varepsilon_{yt-i} \\ \sigma_z \varepsilon_{zt-i} \end{bmatrix} \quad (29)$$

Onde  $\bar{X}$  é a média de longo prazo, uma vez que é possível representar o VAR como um modelo de Vetores de Médias Móveis (VMA). Para o caso deste trabalho a representação é dada por:

$$\begin{bmatrix} N\_IPO_t \\ M_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{N\_IPO_t} \\ \bar{M_t} \end{bmatrix} + \sum_{i=0}^{\infty} \frac{\Phi_1^i}{1 - a_{12} a_{21}} \begin{bmatrix} 1 & -a_{12} \\ -a_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sigma_{N\_IPO_t} \varepsilon_{N\_IPO_t t-i} \\ \sigma_{M_t} \varepsilon_{M_t t-i} \end{bmatrix} \quad (30)$$

$$\begin{bmatrix} V\_IPO_t \\ M_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \overline{V\_IPO_t} \\ \overline{M_t} \end{bmatrix} + \sum_{i=0}^{\infty} \frac{\omega_1^i}{1 - c_{12}c_{21}} \begin{bmatrix} 1 & -c_{12} \\ -c_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sigma_{V\_IPO_t} \varepsilon_{V\_IPO_t t-i} \\ \sigma_{M_t} \varepsilon_{M_t-i} \end{bmatrix} \quad (31)$$

Definindo:

$$\Omega_t = \frac{\Phi_1^i}{1 - a_{12}a_{21}} \begin{bmatrix} 1 & -a_{12} \\ -a_{21} & 1 \end{bmatrix} \quad (32)$$

$$\Psi_t = \frac{\omega_1^i}{1 - c_{12}c_{21}} \begin{bmatrix} 1 & -c_{12} \\ -c_{21} & 1 \end{bmatrix} \quad (33)$$

Os modelos podem ser representados por:

$$\begin{bmatrix} N\_IPO_t \\ M_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \overline{N\_IPO_t} \\ \overline{M_t} \end{bmatrix} + \sum_{i=0}^{\infty} \Omega_i \begin{bmatrix} \sigma_{N\_IPO_t} \varepsilon_{N\_IPO_t t-i} \\ \sigma_{M_t} \varepsilon_{M_t-i} \end{bmatrix} \quad (34)$$

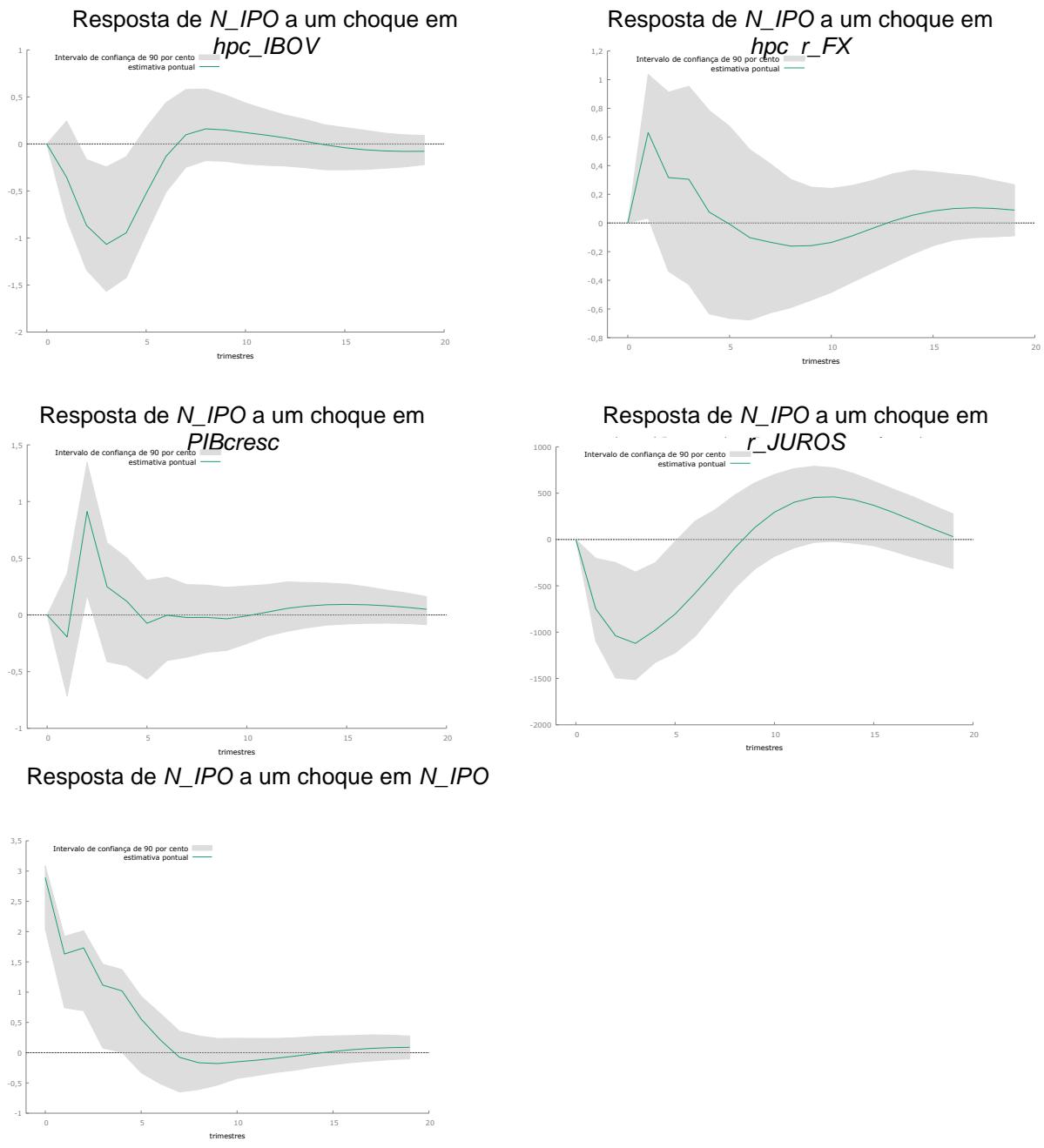
$$\begin{bmatrix} V\_IPO_t \\ M_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \overline{V\_IPO_t} \\ \overline{M_t} \end{bmatrix} + \sum_{i=0}^{\infty} \Psi_i \begin{bmatrix} \sigma_{V\_IPO_t} \varepsilon_{V\_IPO_t t-i} \\ \sigma_{M_t} \varepsilon_{M_t-i} \end{bmatrix} \quad (35)$$

Seguindo-se:

$$\begin{bmatrix} N\_IPO_t \\ M_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \overline{N\_IPO_t} \\ \overline{M_t} \end{bmatrix} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} \Omega_{11}(i) & \Omega_{12}(i) \\ \Omega_{21}(i) & \Omega_{22}(i) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sigma_{N\_IPO_t} \varepsilon_{N\_IPO_t t-i} \\ \sigma_{M_t} \varepsilon_{M_t-i} \end{bmatrix} \quad (36)$$

$$\begin{bmatrix} V\_IPO_t \\ M_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \overline{V\_IPO_t} \\ \overline{M_t} \end{bmatrix} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} \Psi_{11}(i) & \Psi_{12}(i) \\ \Psi_{21}(i) & \Psi_{22}(i) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sigma_{V\_IPO_t} \varepsilon_{V\_IPO_t t-i} \\ \sigma_{M_t} \varepsilon_{M_t-i} \end{bmatrix} \quad (37)$$

Nesse caso,  $\Omega_i$  e  $\Psi_i$  capturam os impactos de um choque aplicado às variáveis endógenas. Os gráficos 4 e 5 representam, assim, os impactos dos choques em cada variável sobre  $N\_IPO$  e  $V\_IPO$ .

Gráfico 4 – Funções Resposta-Impulso em  $N\_IPO$ 

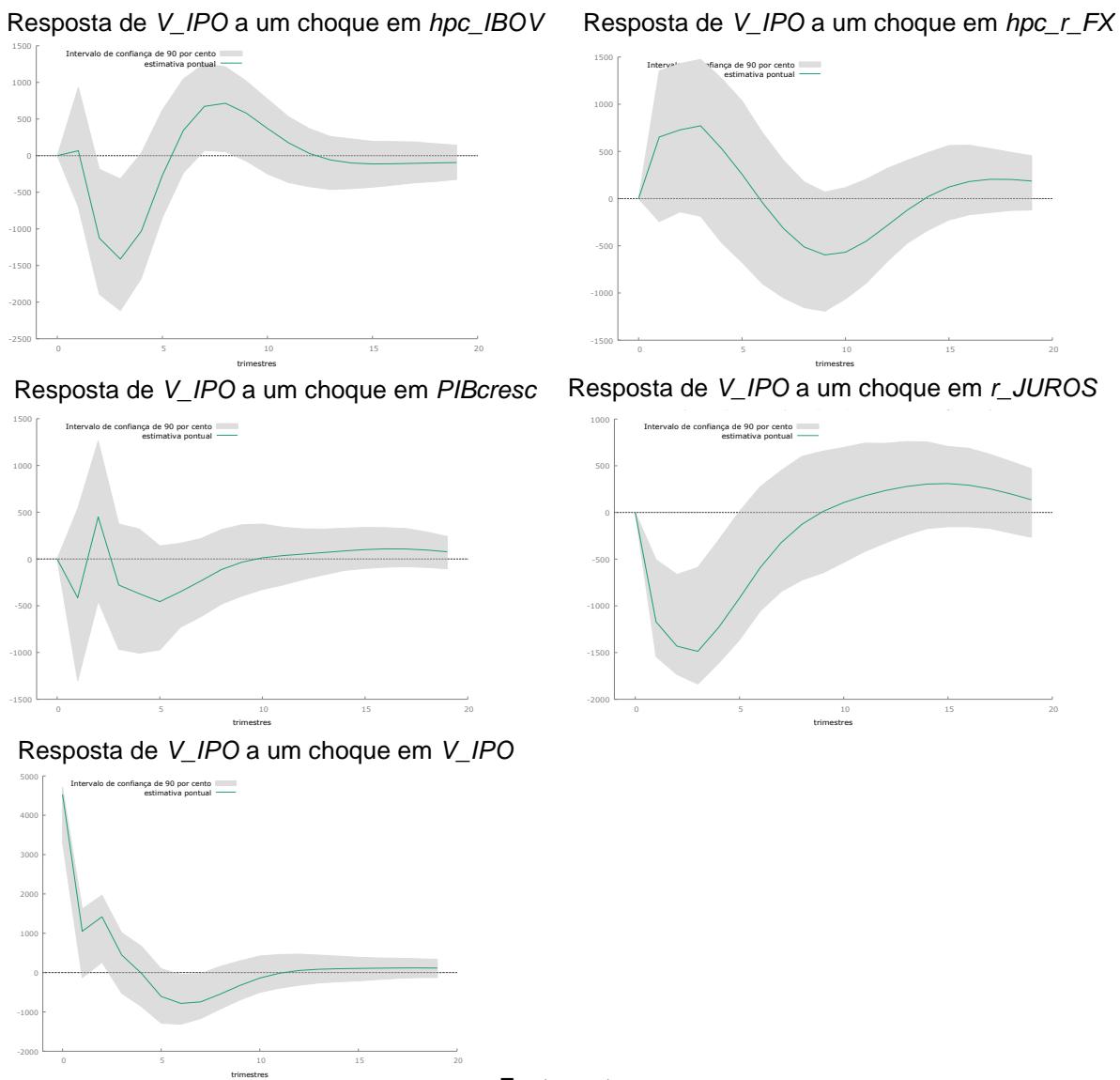
Fonte: autora

A partir da análise dos gráficos das funções Resposta-Impulso para  $N\_IPO$ , é possível observar que a quantidade de IPOs é impactado de forma mais significante após um choque positivo na taxa de câmbio. Assim, na presença de uma desvalorização cambial, a quantidade de IPOs responde positivamente até o quinto trimestre após o choque, a partir do qual a tendência se inverte. Este resultado está em linha com o que argumentam Gianellis e Papadopoulos (2011), de que diante de um aumento na taxa de câmbio, firmas

podem buscar alternativas para financiar o seu capital, uma vez que a dívida atrelada à moeda estrangeira se torna mais cara.

Em seguida, a quantidade de IPOs é afetada mais intensamente após um choque aplicado em  $r\_JUROS$ , de modo que, diante de uma elevação na taxa de juros, há uma diminuição de ofertas de ações primárias no mercado. A resposta a um choque em  $hpc\_IBOV$  e  $PIBcresc$  é menos intensa. Entretanto, é interessante notar que a reposta da quantidade de IPOs no mercado, tanto a um choque no PIB como no Ibovespa, é observada mais intensamente no terceiro e quinto trimestre após o choque, respectivamente. Tal defasagem sugere a existência de um tempo de preparo para um IPO por parte das firmas, após as observações das condições de mercado (LOWRY, 2003).

**Gráfico 5 – Funções Resposta-Impulso em  $V\_IPO$**



Fonte: autora

É possível observar que o volume financeiro de IPOs reage imediatamente após um choque aplicado em *r\_JUROS* e com maior intensidade, corroborando os resultados encontrados na tabela 7. Assim, quando há uma política monetária contracionista, o volume financeiro de IPOs se reduz. Em seguida, observa-se uma significância maior a um choque aplicado em *hpc\_r\_FX*, de modo que uma desvalorização cambial leva a um aumento no volume financeiro de IPOs. Finalmente, quando há um choque positivo em *PIBcresc*, o volume financeiro se reduz, em um primeiro momento, mas logo adota uma tendência positiva. Nota-se que conforme o horizonte de tempo se expande o impacto choque converge para zero. Isso é característico de efeitos temporários, de forma que os modelos são estacionários (BUENO, 2012).

#### 4.7 Decomposição da variância da previsão

A decomposição da variância da previsão permite apontar qual a responsabilidade de cada variável endógena, em termos percentuais, da variância do erro de previsão. Considerando a equação (27) para um VAR(1) bivariado, pode-se calcular o erro de previsão por:

$$X_{t+h} = \overline{X_{t+h}} + \sum_{i=0}^{h-1} \Phi_i e_{t+h-i} \quad (38)$$

$$X_{t+h} - \overline{X_{t+h}} = \sum_{i=0}^{h-1} \Phi_1 e_{t+h-i} \quad (39)$$

Cada variável de *y* e *z*, da matriz *X* pode ser detalhado por:

$$\begin{aligned} y_{t+h} - \overline{y_{t+h}} &= \Phi_{0,11} e_{yh+h} + \Phi_{1,11} e_{yt+h-1} + \dots + \Phi_{h-1,11} e_{yt+1} + \Phi_{0,12} e_{zt+h} \dots \\ &\quad + \Phi_{(h-1,12)} e_{zt+1} \end{aligned} \quad (40)$$

De forma análoga, para *z*:

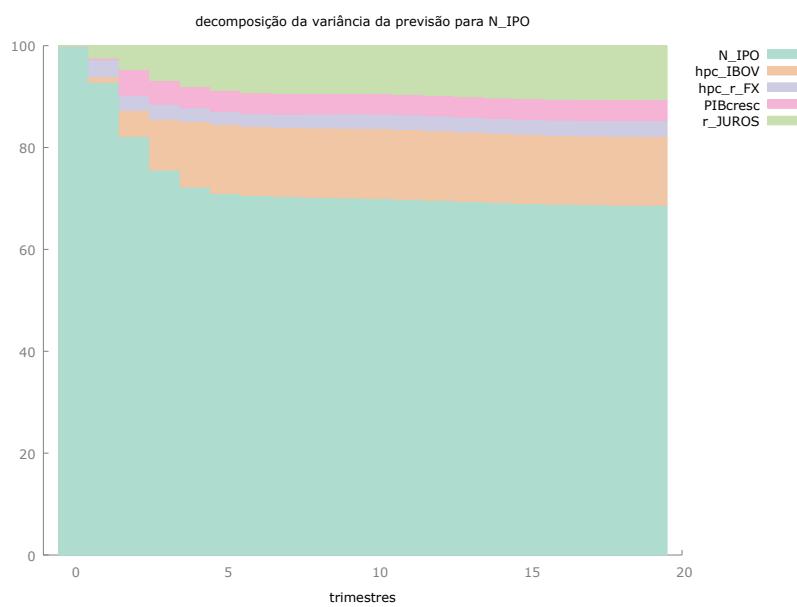
$$\begin{aligned}
z_{t+h} - \bar{z}_{t+h} = & \Phi_{0,11} e_{zh+h} + \Phi_{1,11} e_{zt+h-1} + \cdots + \Phi_{h-1,11} e_{zt+1} + \Phi_{0,12} e_{yt+h} \cdots \\
& + \Phi_{(h-1,12)} e_{yt+1}
\end{aligned} \tag{41}$$

A variância é dada por:

$$\sigma_y^2(h) = \sigma_y^2(\Phi_{0,11}^2 + \Phi_{1,11}^2 + \cdots + \Phi_{h-1,11}^2) + \sigma_z^2(\Phi_{0,12}^2 + \Phi_{1,12}^2 + \cdots + \Phi_{h-1,12}^2) \tag{39}$$

Os gráficos 4 e 5 mostram a decomposição da variância da previsão para  $N\_IPO$  e  $V\_IPO$  respectivamente:

**Gráfico 6 – Decomposição da variância da previsão para  $N\_IPO$**



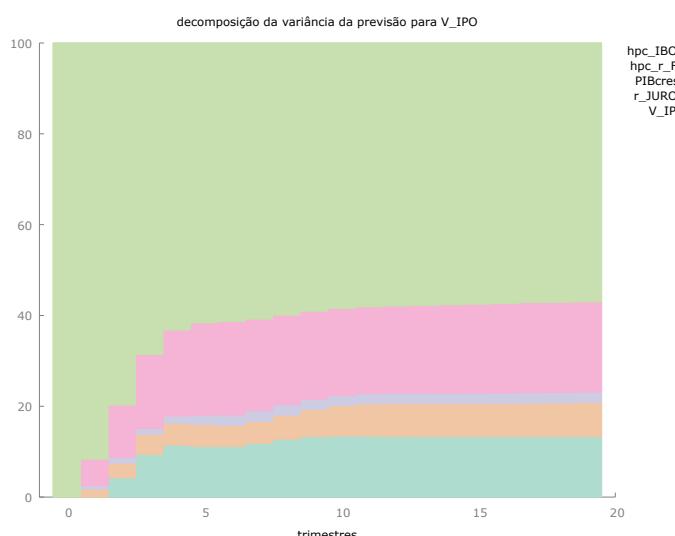
Fonte: Autora

Tabela 10 – Decomposição da variância da previsão para *N\_IPO*

Período	Erro	<i>N_IPO</i>	<i>hpc_IBOV</i>	<i>hpc_r_FX</i>	<i>PIBcresc</i>	<i>r_JUROS</i>
<b>Padrão</b>						
1	2,89253	100,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
2	3,44564	92,8552	1,0648	3,3509	0,3158	2,4133
3	4,12982	82,2065	5,1445	2,9212	5,0953	4,6325
4	4,49313	75,6184	9,9956	2,9282	4,6115	6,8463
5	4,74957	72,2937	12,9036	2,6462	4,1895	7,9670
6	4,83799	70,9868	13,6225	2,5506	4,0611	8,7790
7	4,85812	70,5870	13,5834	2,5740	4,0275	9,2281
8	4,86602	70,3828	13,5799	2,6418	4,0167	9,3788
9	4,87468	70,2490	13,6399	2,7419	4,0045	9,3648
10	4,8832	70,1392	13,6851	2,8373	3,9953	9,3431

Fonte: autora

O gráfico 4 e a tabela 8 mostram que a maior parte dos desvios da variância de *N\_IPO* é explicada por variação nela mesma. Durante os 10 trimestres compreendidos na análise, a representatividade de *N\_IPO* é acima de 70%. Entretanto, vale destacar uma participação relevante de *hpc\_IBOV* (mais de 13%) e de *R\_JUROS* (mais de 9%). Ainda que, inicialmente, essas variáveis tenha uma participação pequena na variância de *N\_IPO*, sua importância aumenta a partir do terceiro trimestre. As variáveis *PIBcresc* e *hpc\_r\_FX* apresentam participação de 3,9953% e 2,8373%, respectivamente.

Gráfico 7 – Decomposição da variância da previsão para *V\_IPO*

Fonte: Autora

Tabela 11 – Decomposição da variância da previsão para  $V_{IPO}$ 

Período	Erro Padrão	$V_{IPO}$	$hpc_{IBOV}$	$hpc_{r_{FX}}$	$PIBcresc$	$r_{JUROS}$
1	4529,93	100,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
2	4858,17	91,6319	0,0193	1,8029	0,7282	5,8177
3	5446,26	79,6976	4,2871	3,2210	1,2619	11,5323
4	5894,04	68,6251	9,4029	4,4613	1,3004	16,2102
5	6143,06	63,1753	11,4669	4,8605	1,5617	18,9356
6	6268,34	61,6105	11,1978	4,8374	2,0294	20,3249
7	6363,73	61,2924	11,1596	4,6989	2,2731	20,5761
8	6462,45	60,7605	11,9062	4,7952	2,3361	20,2021
9	6546,97	59,8961	12,7941	5,2832	2,3060	19,7206
10	6607,65	59,0433	13,3282	6,0017	2,2665	19,3603

Fonte: autora

Da mesma forma que  $N_{IPO}$ , para  $V_{IPO}$ , a maior parte dos desvios da variância de  $V_{IPO}$  é explicada por variação nela mesma. Entretanto, pode-se observar que outras variáveis possuem participação relevante na explicação dos desvios da variância. No período de 10 trimestres, a variação em  $r_{JUROS}$  explica 19,36% dos desvios na variância do volume financeiro de IPOs, ao passo que  $hpc_{IBOV}$  possui representatividade de 13,32%. A taxa de câmbio e crescimento do PIB apresentam participação de 6% e 2,27%, respectivamente.

## **5. CONCLUSÕES**

## 5. Conclusões

Este trabalho teve como objetivo compreender as motivações das firmas para a escolha de sua estrutura de capital ótima, e, com isso, entender quais fatores macroeconômicos seriam fundamentais para que uma empresa decidisse pela abertura de capital via emissão de ações. Além disso, o estudo permitiu analisar também a relação dinâmica entre as variáveis e suas respostas ante um choque.

Foi observado que a estrutura de capital pode ser irrelevante para uma firma quando não há custos de transação, como argumentado por Modigliani e Miller (1958). Assim, a decisão da firma seria baseada, unicamente, pelo retorno futuro esperados dos seus projetos de investimentos. Outros autores, como Stiglitz (1969), Fischer, Heinkel, Zechner (1989), Kim (1978), Kraus, Litzenberger (1973) e Scott (1977) notam, por sua vez, que uma firma toma sua decisão com base no custo-benefício entre a possibilidade de falência e o benefício de uma dívida.

A decisão por uma estrutura ótima de capital também pode ser influenciada por *stakeholders*, como investidores, credores, clientes, funcionários e fornecedores, que levam em consideração potenciais riscos da companhia em continuar operando, caso opte por determinada fonte de financiamento (BANERJEE; DASGUPTA; KIM, 2008; TITMAN, 1984). Outras vertentes, por sua vez, ressaltam a existência de uma hierarquia na decisão pela estrutura de capital (DONALDSON, 1961; MYERS; MAJLUF, 1984), ou ainda, enfatizam a importância das condições econômicas vigentes para a sua determinação (ALTI, 2005; BAKER; WURGLER, 2002; COVAS; HAAN, 2011; HOVAKIMIAN; HUTTON, 2010). A variedade nas interpretações sugere que não existe uma teoria geral de estrutura de capital, nem uma tentativa de concebê-la.

Uma vez que este trabalho tem por objetivo analisar as relações entre as variáveis macroeconômicas que motivam uma abertura de capital por meio de emissão de ações no Brasil, pode-se dizer que há um alinhamento maior com as teorias de ciclo de negócios e *equity market timing*. O caso brasileiro manifesta claramente a existência de ondas frias e ondas quentes de IPOs, com longos

períodos de inatividade seguidos por realizações frequentes de ofertas públicas iniciais, que podem ser motivados pela gradual redução nos custos de assimetria de informação entre investidores e firmas.

Os modelos de Mínimos Quadrados Ordinários conduzidos revelam que, para a quantidade de IPOs, todas as variáveis são estatisticamente significantes, exceto a taxa de juros. Já para o volume financeiro das emissões, todas as variáveis são estatisticamente significantes. Uma conclusão relevante extraída a partir desses modelos é a relação negativa entre a taxa de juros tanto para a quantidade de IPOs como para o seu volume, o que contraria a teoria econômica neoclássica. Nesse sentido, é válido pensar que, quando as taxas de juros estão elevadas, o comportamento de investidores pode impactar, de forma agregada, a atividade de IPOs por parte de empresas. Isso porque, tudo o mais constante, títulos de renda fixa podem se tornar mais atrativos de modo a reduzir o volume da bolsa de valores e, consequentemente, impactando o preço da ação e o Ibovespa.

Os modelos VAR(2) permitiram avaliar a dinâmica macroeconômica dos fatores que impactam a quantidade e volume de emissões de maneira simples, além de possibilitar estimar o impacto dessas variáveis ante um choque estrutural. De modo geral, pode-se dizer que as variáveis macroeconômicas mais importantes para explicar a atividade de IPOs no Brasil são Ibovespa, PIB e taxa de juros. O resultado para PIB é consistente com a literatura, no sentido de que, quanto maior a atividade econômica em um país, maior será a demanda por capital. Assim como no MQO, a taxa de juros possui coeficiente negativo. Vale ressaltar, ainda, que os modelos VAR(2) apresentaram melhor ajuste em comparação com o MQO.

Observou-se também que existe uma relação de Granger-causalidade entre PIB e quantidade de IPOs, e entre taxa de juros e volume financeiro das ofertas de ações. Entretanto, vale ressaltar que o resultado dos testes de causalidade de Granger não deve ser interpretado literalmente como uma relação real de causa e efeito, uma vez que relações indiretas de causalidade podem ser, erroneamente, excluídas da análise.

Por fim, por meio das análises das funções impulso-resposta e decomposição da variância da previsão, foi possível estabelecer a responsabilidade de cada variável endógena na variância do erro de previsão. De maneira geral, tanto para a quantidade de IPOs como para o volume financeiro das emissões constatou-se que a maior parte dos desvios na variância dessas variáveis é explicada por uma variação nela mesma. Entretanto, notou-se uma participação relevante do Ibovespa e da taxa de juros para ambas as variáveis dependentes.

Uma vez que a decomposição da variância da previsão apontou para uma grande relevância da própria quantidade e volume de IPOs, é possível que outros fatores, para além daqueles macroeconômicos, estejam envolvidos. Tal fato, inclusive, é um ponto de atenção que surge em relação ao uso de análises por meio de vetores autorregressivos, uma vez que, a conveniência e praticidade, pontos fortes de um modelo VAR acaba por pecar pela simplicidade. Assim, para uma análise mais abrangente sobre os determinantes de Ofertas Públicas Iniciais, poderia ser avaliada a inclusão de variáveis a nível da firma, ou ainda, uma análise segregada por setor de atuação. Ainda, modelos mais parcimoniosos, como modelos Vetoriais de Correção de Erros (VECMs) ou ainda um modelo autorregressivo e de médias móveis vetoriais (VARMA), poderiam ser utilizados para a análise proposta.

### Referências bibliográficas

- ALDRIGHI, D. M. Uma avaliação das contribuições de Stiglitz à teoria dos mercados financeiros. **Revista de Economia Política**, v. 26, n. 1, p. 137–157, mar. 2006.
- ALDRIGHI, D. M. et al. **As ofertas públicas iniciais na Bovespa no período recente: características das empresas, estrutura de propriedade e de controle, e desempenho**. Anais. Anais... Em: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA. Rio de Janeiro: ANPEC, 2010. Disponível em: <[http://www.anpec.org.br/encontro\\_2010.htm#TRABALHOS](http://www.anpec.org.br/encontro_2010.htm#TRABALHOS)>. Acesso em: 25 jun. 2022
- ALTI, A. IPO Market Timing. **Review of Financial Studies**, v. 18, n. 3, p. 1105–1138, 2005.
- AMORIM, D. P. DE L.; CAMARGOS, M. A. DE; FERREIRA, C. M. B. L. Macroeconomic Factors and Initial Public Offerings in Brazil. **Global Business Review**, p. 097215092110036, 6 jul. 2021.
- ANBIMA; B3. **Mercado de Capitais: Caminho para o Desenvolvimento**. [s.l.: s.n.].
- ANGELINI, E.; FOGLIA, M. The Relationship Between IPO and Macroeconomics Factors: An Empirical Analysis from UK Market. **Annals of Economics and Finance**, v. 19, n. 1, p. 319–336, 2018.
- B3.** Disponível em: <[https://www.b3.com.br/pt\\_br/produtos-e-servicos/negociacao/leiloes/opas/](https://www.b3.com.br/pt_br/produtos-e-servicos/negociacao/leiloes/opas/)>. Acesso em: 20 mar. 2022.
- BAKER, M.; WURGLER, J. Market Timing and Capital Structure. **The Journal of Finance**, v. 57, n. 1, p. 1–32, fev. 2002.
- BANERJEE, S.; DASGUPTA, S.; KIM, Y. Buyer-Supplier Relationships and the Stakeholder Theory of Capital Structure: Buyer-Supplier Relationships and the Stakeholder Theory. **The Journal of Finance**, v. 63, n. 5, p. 2507–2552, out. 2008.
- BEKAERT, G.; HARVEY, C. R. Capital Markets: An Engine for Economic Growth. **The Brown Journal of World Affairs**, v. 5, n. 1, p. 22, 1998.
- BERNARDELLI, L. V.; CASTRO, G. H. L. DE. Mercado Acionário e Variáveis Macroeconômicas: Evidências para o Brasil. **Revista Catarinense da Ciência Contábil**, v. 19, p. 1–15, 2020.
- BRAU, J. C.; FRANCIS, B.; KOHERS, N. The Choice of IPO versus Takeover: Empirical Evidence\*. **The Journal of Business**, v. 76, n. 4, p. 583–612, out. 2003.
- BROOKS, C. **Introductory Econometrics for Finance**. 2. ed. [s.l.] Cambridge University Press, 2008.

- BUENO, R. D. L. DA S. **Econometria de séries temporais**. [s.l.] Cengage Learning, 2012.
- CARVALHO, A. G. Ascensão e declínio do mercado de capitais no Brasil - a experiência dos anos 90. **ECONOMIA APLICADA**, v. 4, n. 3, p. 38, 2000.
- CELIKYURT, U.; SEVILIR, M.; SHIVDASANI, A. Going public to acquire? The acquisition motive in IPOs. **Journal of Financial Economics**, p. 19, 2010.
- COVAS, F.; HAAN, W. J. D. The Cyclical Behavior of Debt and Equity Finance. **American Economic Review**, v. 101, n. 2, p. 877–899, 1 abr. 2011.
- DAVID, M.; NAKAMURA, W. T.; BASTOS, D. D. Study of trade-off and pecking order models on indebtedness and payout variables in Brazilian Companies (2000-2006). **Revista de Administração Mackenzie**, v. 10, n. 6, p. 22, 2009.
- DEANGELO, H.; MASULIS, R. W. Optimal Capital Structure Under Corporate and Personal Taxation. **Journal of Financial Economics**, v. 8, n. 1, p. 3–29, mar. 1980.
- DITTMAR, A.; THAKOR, A. Why Do Firms Issue Equity? **The Journal of Finance**, v. 62, n. 1, p. 1–54, fev. 2007.
- DONALDSON, G. **Corporate Debt Capacity: A Study of Corporate Debt Policy and the Determination of Corporate Debt Capacity**. [s.l.] Beard Books, 1961.
- DREHMANN, M.; YETMAN, J. Why you should use the Hodrick-Prescott filter - at least to generate credit gaps. **BIS Working Paper**, v. 744, p. 24, set. 2018.
- ENDERS, W. **Applied Econometric Time Series, 4th Edition**. [s.l.] Wiley, 2014a.
- ENDERS, W. Applied Econometric Time Series - Supplementary Manual (4th edition). p. 128, 2014b.
- FAMA, E. F.; FRENCH, K. R. Financing decisions: who issues stock? **Journal of Financial Economics**, p. 34, 2005.
- FISCHER, C. N. Why Do Companies Go Public? Empirical Evidence from Germany's Neuer Markt. **SSRN Electronic Journal**, 2000.
- FISCHER, E. O.; HEINKEL, R.; ZECHNER, J. Dynamic Capital Structure Choice: Theory and Tests. **The Journal of Finance**, v. 44, n. 1, p. 19–40, mar. 1989.
- GIANNELLIS, N.; PAPADOPOULOS, A. P. What causes exchange rate volatility? Evidence from selected EMU members and candidates for EMU membership countries. **Journal of International Money and Finance**, v. 30, n. 1, p. 39–61, fev. 2011.
- GRAHAM, J. R. How Big Are the Tax Benefits of Debt? **The Journal of Finance**, v. 55, n. 5, p. 1901–1941, out. 2000.

GRANGER, C. W. J. Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods. **Econometrica**, v. 37, n. 3, p. 424–438, ago. 1969.

HAMILTON, J. **Why you should never use the Hodrick-Prescott filter**. Disponível em: <<https://cepr.org/voxeu/columns/why-you-should-never-use-hodrick-prescott-filter>>. Acesso em: 4 set. 2022.

HART, O. Theories of Optimal Capital Structure: a Managerial Discretion Perspective. Em: BLAIR, M. M. (Ed.). **The Deal Decade: What Takeovers and Leveraged Buyouts Mean for Corporate Governance**. [s.l.] Brookings Institution, 1993.

HELWEGE, J.; LIANG, N. Initial Public Offerings in Hot and Cold Markets. p. 30, 2004.

HERMANN, J.; MARTINS, N. M. Mercado de Ações no Brasil: o Perfil de Risco da Expansão de 2004-11. **Análise Econômica**, v. 30, n. 58, 7 dez. 2012.

HODRICK, R. J.; PRESCOTT, E. C. Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 29, n. 1, p. 1, fev. 1997.

HOVAKIMIAN, A.; HUTTON, I. Merger-Motivated IPOs. **Financial Management**, v. Winter, p. 28, 2010.

HOVAKIMIAN, A.; OPLER, T.; TITMAN, S. The Debt-Equity Choice. **The Journal of Financial and Quantitative Analysis**, v. 36, n. 1, p. 1, mar. 2001.

**Ipeadata**. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/Default.aspx>>. Acesso em: 30 maio. 2022.

JENSEN, M. C. Agency costs of free cash flow, corporate finance, and takeovers. Em: POSNER, R. A. (Ed.). **Corporate Bankruptcy**. 1. ed. [s.l.] Cambridge University Press, 1986. p. 11–16.

JERMANN, U.; QUADRINI, V. Macroeconomic Effects of Financial Shocks. **American Economic Review**, v. 102, n. 1, p. 238–271, 1 fev. 2012.

JOVANOVIC, B.; ROUSSEAU, P. **Interest Rates and Initial Public Offerings**. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, fev. 2004. Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w10298.pdf>>. Acesso em: 18 abr. 2022.

KIM, E. H. A Mean-Variance Theory of Optimal Capital Structure and Corporate Debt Capacity. **The Journal of Finance**, v. 33, n. 1, p. 45–63, mar. 1978.

KIM, W.; WEISBACH, M. S. Do Firms Go Public to Raise Capital? **NBER Working Paper Series**, v. 11197, 2005.

KIM, W.; WEISBACH, M. S. Motivations for public equity offers: An international perspective. **Journal of Financial Economics**, p. 27, 2008.

- KORAJCZYK, R. A.; LEVY, A. Capital structure choice: macroeconomic conditions and financial constraints. **Journal of Financial Economics**, p. 35, 2003.
- KRAUS, A.; LITZENBERGER, R. H. A State-Preference Model of Optimal Financial Leverage. **The Journal of Finance**, v. 28, n. 4, p. 911–922, set. 1973.
- LA PORTA, R. et al. Law and Finance. **NBER Working Paper Series**, v. 5661, p. 80, 1996.
- LA PORTA, R. et al. Legal Determinants of External Finance. **The Journal of Finance**, v. 52, n. 3, p. 1131–1150, jul. 1997.
- LJUNGQVIST, A. IPO Underpricing. Em: **Handbook of Empirical Corporate Finance**. [s.l.] Elsevier, 2007. p. 375–422.
- LOUGHAN, T.; RITTER, J. R.; RYDQVIST, K. Initial Public Offerings: International Insights. **Pacific-Basin Financial Journal**, v. 2, n. 2–3, p. 165–199, maio 1994.
- LOWRY, M. Why does IPO volume fluctuate so much? **Journal of Financial Economics**, v. 67, n. 1, p. 3–40, jan. 2003.
- LUTKEPOHL, H.; KRATZIG, M. **Applied Time Series Econometrics**. [s.l.] Cambridge University Press, 2004.
- MCCRORIE, J. R.; CHAMBERS, M. J. Granger causality and the sampling of economic processes. **Journal of Econometrics**, v. 132, n. 2, p. 311–336, jun. 2006.
- MELUZÍN, T.; ZINECKER, M.; ŁAPIŃSKA, J. Macroeconomic determinants of going public: The evidence from Poland. **WMSCI 2014 - 18th World Multi-Conference on Systemics, Cybernetics and Informatics, Proceedings**, v. 1, p. 43–48, 1 jan. 2014.
- MESQUITA, M. M. C. Inflação, Estagnação e Ruptura 1961-1964. Em: ABREU, M. DE P. (Ed.). **A Ordem do Progresso: Dois Séculos de Política Econômica no Brasil**. 2. ed. São Paulo: Atlas, 2020.
- MEURER, D. R. **Análise Empírica da Relação entre Mercado Acionário e Variáveis Macroeconómicas: de 1972 a 2003**. Florianópolis: Universidade Federal de Santa Catarina, 2006.
- MILLER, M. H. Debt and Taxes. **The Journal of Finance**, v. 32, n. 2, p. 261–275, maio 1977.
- MODIGLIANI, F.; MILLER, M. H. The Cost of Capital, Corporation Finance and the Theory of Investment. **The American Economic Review**, v. 48, n. 3, p. 261–297, 1958.

- MYERS, S. **Capital Structure Puzzle**. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, jul. 1984. Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w1393.pdf>>. Acesso em: 25 maio. 2022.
- MYERS, S. C.; MAJLUF, N. S. Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have. **Journal of Financial Economics**, v. 13, n. 2, p. 187–221, jun. 1984.
- NUNES, M. S.; COSTA JR, N. C. A. DA; MEURER, R. A Relação entre o Mercado de Ações e as Variáveis Macroeconômicas: Uma Análise Econométrica para o Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 59, n. 4, p. 23, dez. 2005.
- OLIVEIRA, B. C. DE; MARTELANC, R. Fatores Determinantes para a Realização de Ofertas Iniciais de Ações (IPO) de Empresas Brasileiras. **Brazilian Review of Finance**, v. 12, n. 2, p. 135, 6 out. 2014.
- OLIVEIRA, J. C. T.; FRASCAROLI, B. F. Impacto dos Fatores Macroeconômicos na Emissão de Ações na Bolsa de Valores. **Revista de Gestão, Finanças e Contabilidade**, v. 4, n. 1, p. 30–51, 30 abr. 2014.
- RESENDE, A. Estabilização e Reforma, 1964-1967. Em: ABREU, M. P. (Ed.). **Ordem do Progresso - Dois Séculos de Política Econômica no Brasil**. 2. ed. [s.l.] Atlas, 2020.
- ROSSI, J. L.; MAROTTA, M. Equity Market Timing: Testando através de IPO no Mercado Brasileiro. **Brazilian Review of Finance**, v. 8, n. 1, p. 17, 2010.
- SANTANA, H. N.; SILVA, S. A. DE L. E; FERREIRA, B. P. 20 Anos de Plano Real: uma análise da relação entre câmbio, inflação, taxa de juros e o Ibovespa. **Revista Gestão e Tecnologia**, v. 18, n. 2, 2018.
- SANTOS, L. P. G. DOS et al. Efeito da Lei 11.638/07 sobre o conservadorismo condicional das empresas listadas BM&FBOVESPA. **Revista Contabilidade & Finanças**, v. 22, n. 56, p. 174–188, ago. 2011.
- SCHWERT, G. W. Tests for Unit Roots: A Monte Carlo Investigation. **Journal of Business & Economic Statistics**, v. 7, n. 2, p. 147, abr. 1989.
- SCOTT, J. H. Bankruptcy, Secured Debt and Optimal Capital Structure. **The Journal of Finance**, v. 32, n. 1, p. 1–19, mar. 1977.
- SILBER, S. D. A fragilidade econômica e financeira na pandemia do Sars-Covid-19. **Estudos Avançados**, v. 34, p. 107–115, 11 nov. 2020.
- SILVA, E. K.; MAIA, S. F. Metas Inflacionárias: um Estudo Empírico para o Brasil. **Revista Economia & Desenvolvimento**, v. 4, n. 2, 2005.
- SIMS, C. A. Macroeconomics and Reality. **Econometrica**, v. 48, n. 1, p. 1, jan. 1980.
- SIMS, C. A.; STOCK, J. H.; WATSON, M. W. Inference in Linear Time Series Models with some Unit Roots. **Econometrica**, v. 58, n. 1, p. 113, jan. 1990.

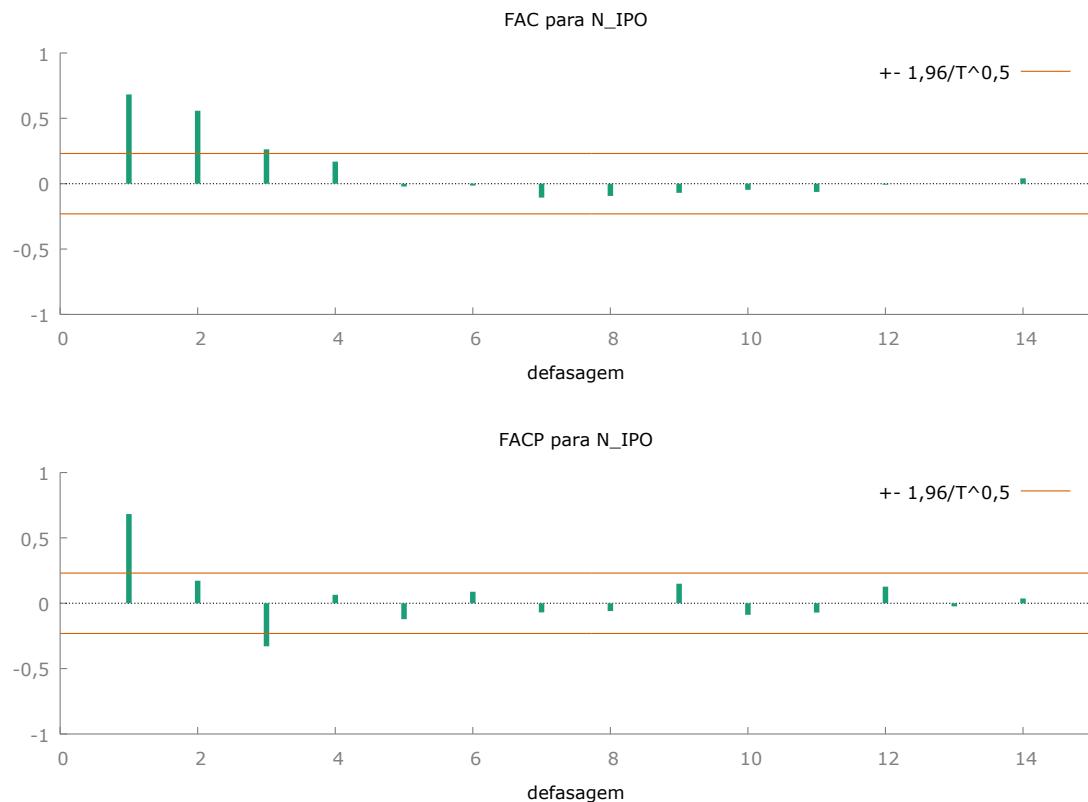
- STIGLITZ, J. E. A Re-Examination of the Modigliani-Miller Theorem. **The American Economic Review**, v. 59, n. 5, p. 11, 1969.
- TIROLE, J. **The Theory of Corporate Finance**. [s.l.] Princeton University Press, 2010.
- TITMAN, S. The effect of capital structure on a firm's liquidation decision. **Journal of Financial Economics**, v. 13, n. 1, p. 137–151, mar. 1984.
- WOLF, P. J. W.; DE OLIVEIRA, G. C.; PALLUDETO, A. W. A. O mercado de ações no Brasil (2003-2015): evolução recente e medidas para o seu desenvolvimento. **Pesquisa & Debate. Revista do Programa de Estudos Pós-Graduados em Economia Política.**, v. 30, n. 2(54), 5 fev. 2019.
- WOOLDRIDGE, J. M. **Introdução A Econometria**. 6. ed. [s.l.] Cengage Learning, 2016.
- WORLD FEDERATION OF EXCHANGES. **World Federation of Exchanges**. Disponível em: <<https://statistics.world-exchanges.org/Account/Login>>. Acesso em: 14 jul. 2022.
- ZWIEBEL, J. Dynamic Capital Structure under Managerial Entrenchment. p. 20, 1996.

## **6. APÊNDICE**

## 6. Apêndice

### 6.1 Função de autocorrelação parcial (FAC/FACP)

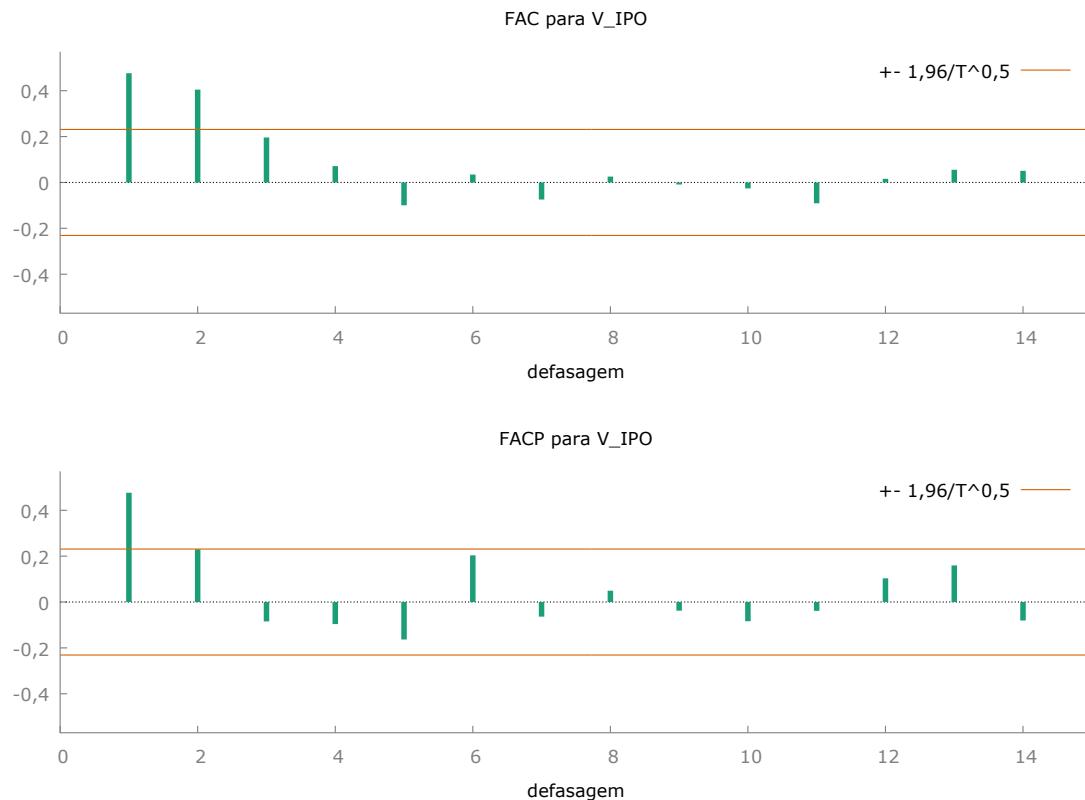
#### a. N\_IPO



#### Função de autocorrelação para N\_IPO

\*\*\*, \*\*, \* indicam significância aos níveis de 1%, 5% e 10%  
usando erro padrão  $1/T^{0,5}$

Defas.	FAC	FACP	Estat. Q [p-valor]
1	0,6828 ***	0,6828 ***	34,9837 [0,000]
2	0,5583 ***	0,1725	58,7077 [0,000]
3	0,2628 **	-0,3291 ***	64,0404 [0,000]
4	0,1687	0,0647	66,2709 [0,000]
5	-0,0214	-0,1219	66,3075 [0,000]
6	-0,0147	0,0882	66,3248 [0,000]
7	-0,1065	-0,0696	67,2541 [0,000]
8	-0,0936	-0,0593	67,9835 [0,000]
9	-0,0701	0,1495	68,3986 [0,000]
10	-0,0470	-0,0880	68,5882 [0,000]
11	-0,0631	-0,0712	68,9359 [0,000]
12	-0,0080	0,1271	68,9416 [0,000]
13	0,0017	-0,0238	68,9418 [0,000]
14	0,0409	0,0364	69,0952 [0,000]

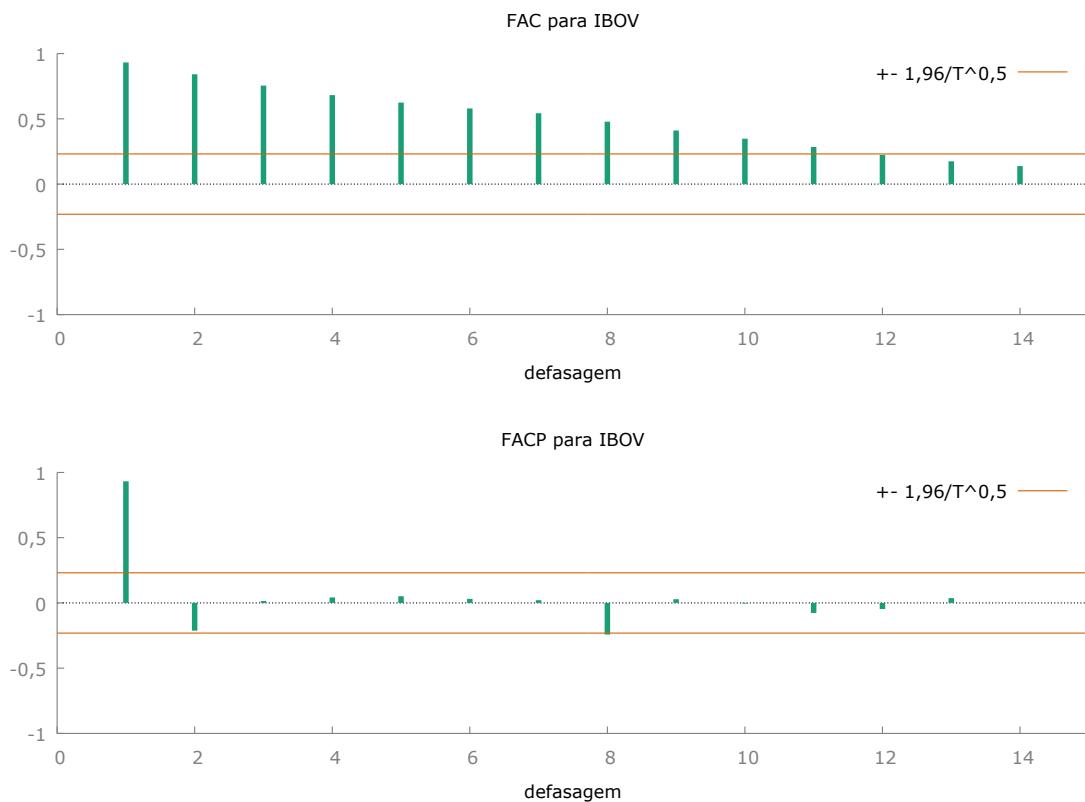
b.  $V_{IPO}$ 

Função de autocorrelação para  $V_{IPO}$

\*\*\*, \*\*, \* indicam significância aos níveis de 1%, 5% e 10%  
usando erro padrão  $1/T^{0,5}$

Defas.	FAC	FACP	Estat. Q [p-valor]
1	0,4764 ***	0,4764 ***	17,0335 [0,000]
2	0,4047 ***	0,2299 *	29,4996 [0,000]
3	0,1961 *	-0,0846	32,4689 [0,000]
4	0,0712	-0,0962	32,8657 [0,000]
5	-0,0996	-0,1633	33,6543 [0,000]
6	0,0346	0,2036 *	33,7508 [0,000]
7	-0,0743	-0,0636	34,2031 [0,000]
8	0,0255	0,0494	34,2575 [0,000]
9	-0,0088	-0,0377	34,2640 [0,000]
10	-0,0259	-0,0837	34,3215 [0,000]
11	-0,0908	-0,0384	35,0418 [0,000]
12	0,0158	0,1033	35,0641 [0,000]
13	0,0553	0,1595	35,3402 [0,001]
14	0,0508	-0,0804	35,5770 [0,001]

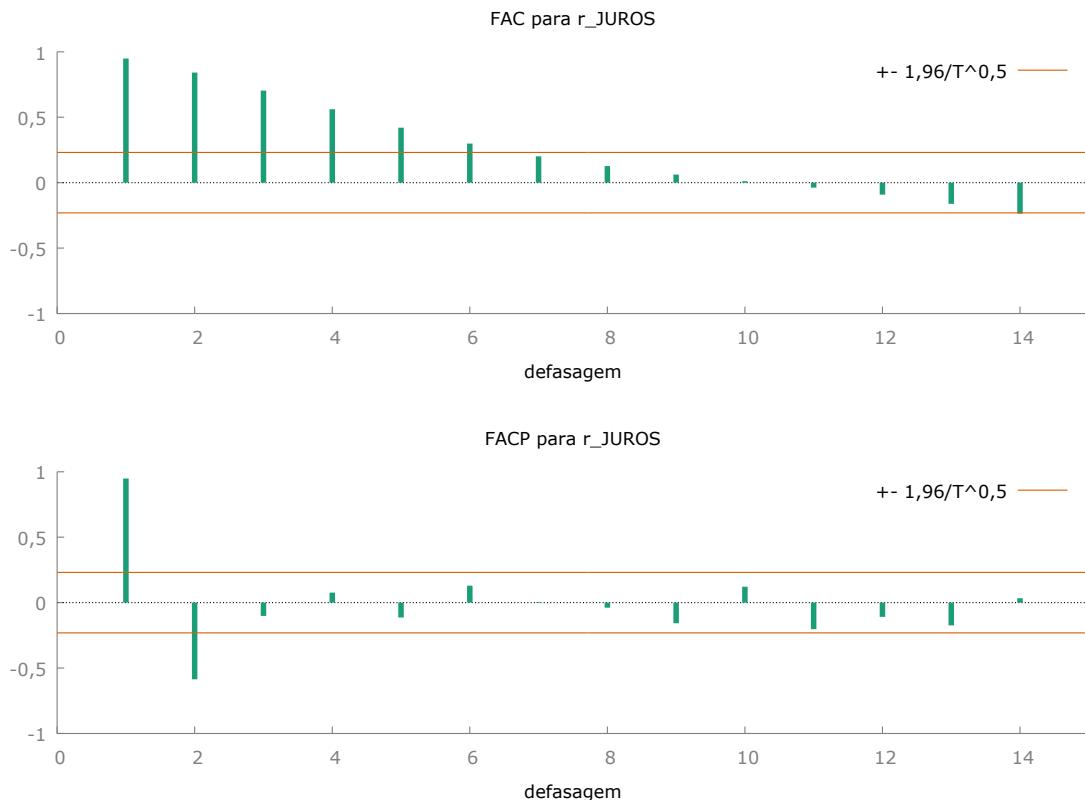
## c. IBOV



Função de autocorrelação para IBOV

\*\*\*, \*\*, \* indicam significância aos níveis de 1%, 5% e 10%  
usando erro padrão  $1/T^{0,5}$

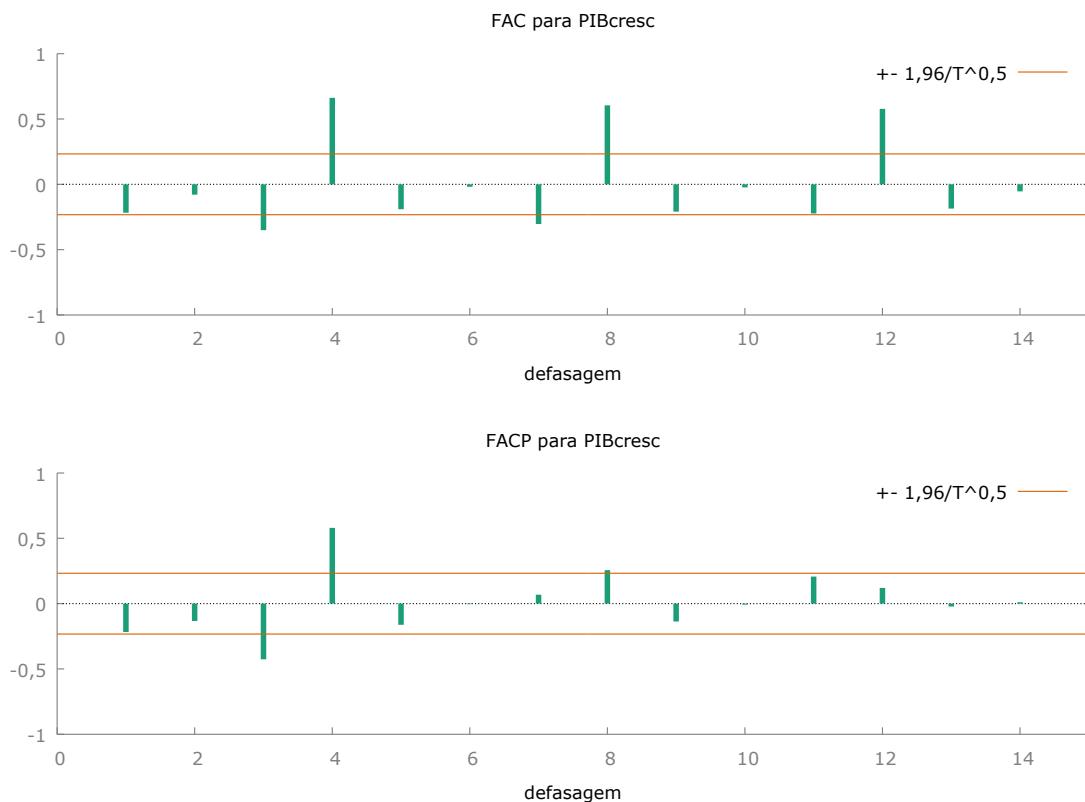
Defas.	FAC	FACP	Estat. Q [p-valor]
1	0,9322 ***	0,9322 ***	65,2134 [0,000]
2	0,8413 ***	-0,2119 *	119,0812 [0,000]
3	0,7547 ***	0,0148	163,0643 [0,000]
4	0,6817 ***	0,0420	199,4779 [0,000]
5	0,6246 ***	0,0514	230,4986 [0,000]
6	0,5796 ***	0,0309	257,6142 [0,000]
7	0,5425 ***	0,0208	281,7379 [0,000]
8	0,4783 ***	-0,2421 **	300,7826 [0,000]
9	0,4107 ***	0,0287	315,0455 [0,000]
10	0,3478 ***	-0,0048	325,4428 [0,000]
11	0,2847 **	-0,0769	332,5229 [0,000]
12	0,2237 *	-0,0465	336,9679 [0,000]
13	0,1749	0,0369	339,7314 [0,000]
14	0,1382	-0,0001	341,4853 [0,000]

d.  $R_{JUROS}$ 

Função de autocorrelação para  $r_{JUROS}$

\*\*\*, \*\*, \* indicam significância aos níveis de 1%, 5% e 10%  
usando erro padrão  $1/T^{0,5}$

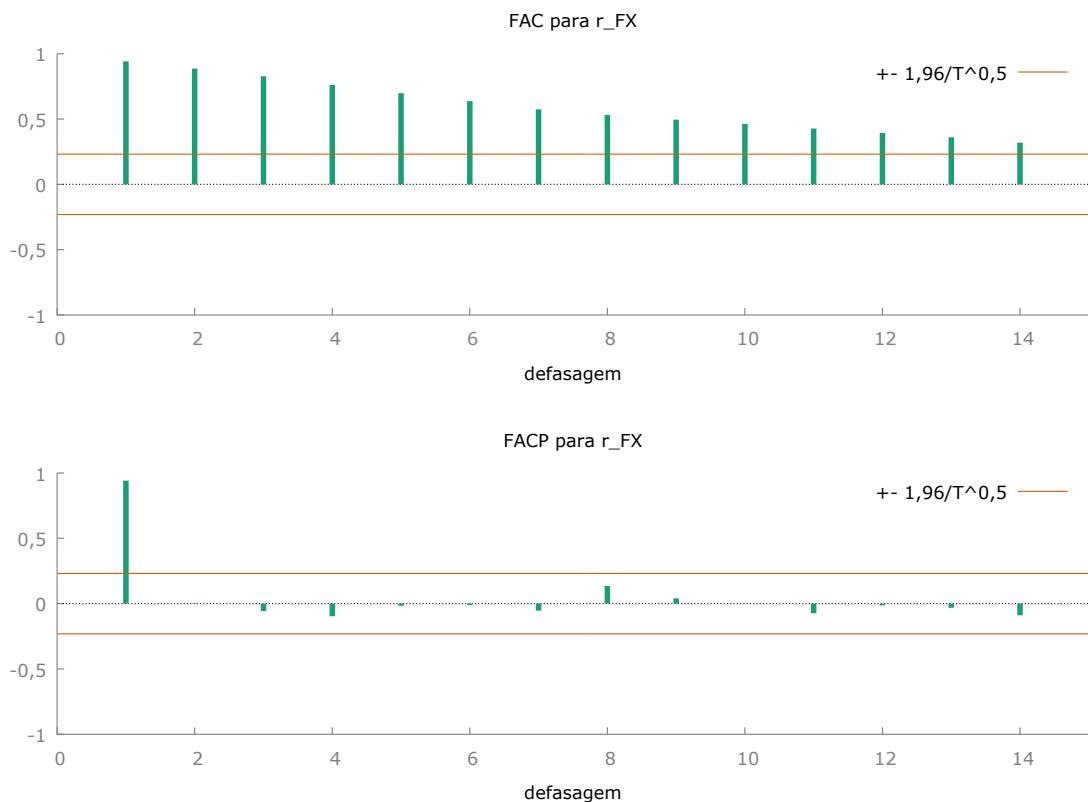
Defas.	FAC	FACP	Estat. Q [p-valor]
1	0,9487 ***	0,9487 ***	67,5465 [0,000]
2	0,8416 ***	-0,5862 ***	121,4525 [0,000]
3	0,7037 ***	-0,1013	159,6870 [0,000]
4	0,5610 ***	0,0767	184,3472 [0,000]
5	0,4204 ***	-0,1138	198,4000 [0,000]
6	0,2990 **	0,1297	205,6185 [0,000]
7	0,2012 *	0,0051	208,9359 [0,000]
8	0,1268	-0,0388	210,2750 [0,000]
9	0,0616	-0,1575	210,5955 [0,000]
10	0,0113	0,1213	210,6064 [0,000]
11	-0,0380	-0,2028 *	210,7326 [0,000]
12	-0,0915	-0,1086	211,4756 [0,000]
13	-0,1620	-0,1741	213,8459 [0,000]
14	-0,2372 **	0,0332	219,0125 [0,000]

e. *PIBcresc*

Função de autocorrelação para PIBcresc

\*\*\*, \*\*, \* indicam significância aos níveis de 1%, 5% e 10%  
usando erro padrão  $1/T^{0,5}$

Defas.	FAC	FACP	Estat. Q [p-valor]
1	-0,2174 *	-0,2174 *	3,5001 [0,061]
2	-0,0793	-0,1328	3,9722 [0,137]
3	-0,3505 ***	-0,4262 ***	13,3353 [0,004]
4	0,6620 ***	0,5801 ***	47,2386 [0,000]
5	-0,1904	-0,1620	50,0862 [0,000]
6	-0,0188	-0,0039	50,1143 [0,000]
7	-0,3040 **	0,0686	57,5974 [0,000]
8	0,6045 ***	0,2565 **	87,6595 [0,000]
9	-0,2090 *	-0,1365	91,3119 [0,000]
10	-0,0233	-0,0073	91,3582 [0,000]
11	-0,2235 *	0,2069 *	95,6714 [0,000]
12	0,5776 ***	0,1201	124,9757 [0,000]
13	-0,1854	-0,0223	128,0485 [0,000]
14	-0,0541	0,0108	128,3149 [0,000]

f.  $R_{FX}$ 

Função de autocorrelação para  $r_{FX}$

\*\*\*, \*\*, \* indicam significância aos níveis de 1%, 5% e 10%  
usando erro padrão  $1/T^{0,5}$

Defas.	FAC	FACP	Estat. Q [p-valor]
1	0,9412 ***	0,9412 ***	66,4829 [0,000]
2	0,8856 ***	-0,0029	126,1793 [0,000]
3	0,8268 ***	-0,0567	178,9635 [0,000]
4	0,7608 ***	-0,0964	224,3190 [0,000]
5	0,6976 ***	-0,0161	263,0204 [0,000]
6	0,6369 ***	-0,0110	295,7635 [0,000]
7	0,5738 ***	-0,0537	322,7522 [0,000]
8	0,5310 ***	0,1357	346,2292 [0,000]
9	0,4951 ***	0,0405	366,9595 [0,000]
10	0,4625 ***	0,0008	385,3379 [0,000]
11	0,4271 ***	-0,0735	401,2689 [0,000]
12	0,3941 ***	-0,0132	415,0580 [0,000]
13	0,3596 ***	-0,0320	426,7377 [0,000]
14	0,3186 ***	-0,0897	436,0640 [0,000]

## 6.2 Tabela de estatísticas $\Phi_1, \Phi_2, \Phi_3$

**Tabela 12 - Distribuição cumulativa empírica de  $\tau$**

Significance level				
	0.01	0.025	0.05	0.10
The $\tau$ statistic: No Constant or Time Trend ( $\alpha_0 = \alpha_1 = 0$ )				
Sample Size $T$				
25	-2.65	-2.26	-1.95	-1.60
50	-2.62	-2.25	-1.95	-1.61
100	-2.60	-2.24	-1.95	-1.61
250	-2.58	-2.24	-1.95	-1.62
300	-2.58	-2.23	-1.95	-1.62
$\infty$	-2.58	-2.23	-1.95	-1.62
The $\tau_\mu$ statistic: Constant but No Time Trend ( $\alpha_2 = 0$ )				
25	-3.75	-3.33	-2.99	-2.62
50	-3.59	-3.22	-2.93	-2.60
100	-3.50	-3.17	-2.90	-2.59
250	-3.45	-3.14	-2.88	-2.58
500	-3.44	-3.13	-2.87	-2.57
$\infty$	-3.42	-3.12	-2.86	-2.57
The $\tau_\tau$ statistic: Constant + Time Trend				
25	-4.38	-3.95	-3.60	-3.24
50	-4.15	-3.80	-3.50	-3.18
100	-4.05	-3.73	-3.45	-3.15
250	-3.99	-3.69	-3.43	-3.13
500	-3.97	-3.67	-3.42	-3.13
$\infty$	-3.96	-3.67	-3.41	-3.12

Fonte: Enders (2014b)

**Tabela 13 – Distribuição empírica de  $\phi$**

Significance level	0.10	0.05	0.025	0.01
Sample size $T$				
$\phi_1$				
25	4.12	5.18	6.30	7.88
50	3.94	4.86	5.80	7.06
100	3.86	4.71	5.57	6.70
250	3.81	4.63	5.45	6.52
500	3.79	4.61	5.41	6.47
$\infty$	3.78	4.59	5.38	6.43
$\phi_2$				
25	4.67	5.68	6.75	8.21
50	4.31	5.13	5.94	7.02
100	4.16	4.88	5.59	6.50
250	4.07	4.75	5.40	6.22
500	4.05	4.71	5.35	6.15
$\infty$	4.03	4.68	5.31	6.09
$\phi_3$				
25	5.91	7.24	8.65	10.61
50	5.61	6.73	7.81	9.31
100	5.47	6.49	7.44	8.73
250	5.39	6.34	7.25	8.43
500	5.36	6.30	7.20	8.34
$\infty$	5.34	6.25	7.16	8.27

Fonte: Enders (2014b)

### 6.3 Testes de autocorrelação, normalidade dos resíduos e heterocedasticidade

Para VAR (2) com  $V\_IPO$  como variável dependente:

Teste para autocorrelação até a ordem 4

	Rao F	Approx dist.	p-value
lag 1	0,849	F(25, 183)	0,6752
lag 2	1,272	F(50, 204)	0,1255
lag 3	1,228	F(75, 191)	0,1346
lag 4	1,130	F(100, 170)	0,2414

Teste para autocorrelação até a ordem 4

Equação 1:

Ljung-Box  $Q' = 0,727784$  com p-valor =  $P(\text{Qui-quadrado}(4) > 0,727784) = 0,948$

Não há evidência de autocorrelação entre os resíduos.

Shapiro-Wilk  $W = 0,974572$ , com p-valor 0,171565

Os resíduos são normais.

Testar para ARCH até a ordem 4

	LM	df	p-value
lag 1	269,437	225	0,0227
lag 2	498,412	450	0,0569
lag 3	721,314	675	0,1055
lag 4	920,489	900	0,3103

Efeito ARCH não está presente.

Para VAR (2) com  $N\_IPO$  como variável dependente:

Equação 1:

Ljung-Box  $Q' = 2,49897$  com p-valor =  $P(\text{Qui-quadrado}(4) > 2,49897) = 0,645$

Equação 2:

Ljung-Box  $Q' = 1,10092$  com p-valor =  $P(\text{Qui-quadrado}(4) > 1,10092) = 0,894$

Equação 3:

Ljung-Box  $Q' = 6,60314$  com p-valor =  $P(\text{Qui-quadrado}(4) > 6,60314) = 0,158$

Equação 4:

Ljung-Box  $Q' = 2,54367$  com p-valor =  $P(\text{Qui-quadrado}(4) > 2,54367) = 0,637$

Equação 5:

Ljung-Box  $Q' = 1,53046$  com p-valor =  $P(\text{Qui-quadrado}(4) > 1,53046) = 0,821$

Não há evidência de autocorrelação entre os resíduos.

Shapiro-Wilk  $W = 0,969862$ , com p-valor 0,0938746

Os resíduos são normais.

Testar para ARCH até a ordem 4

LM	df	p-value

lag 1	251,256	225	0,1105
lag 2	472,855	450	0,2202
lag 3	732,323	675	0,0623
lag 4	926,467	900	0,2632

Efeito ARCH não está presente.