



375

## Fusões e Aquisições no Brasil e Choques de Incerteza da Economia

Aluno Doutorado/Ph.D. Student Alexandre Teixeira Norberto Batista [ORCID iD](#), Doutor/Ph.D. Wagner Moura Lamounier [ORCID iD](#), Doutor/Ph.D. Bruno Pérez Ferreira, Doutor/Ph.D. Poueri do Carmo Mário [ORCID iD](#)

Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, Minas Gerais, Brazil

**Aluno Doutorado/Ph.D. Student Alexandre Teixeira Norberto Batista**

[0000-0003-1490-1662](#)

**Programa de Pós-Graduação/Course**

Programa de Pós-Graduação em Controladoria e Contabilidade - CEPCON/UFMG

**Doutor/Ph.D. Wagner Moura Lamounier**

[0000-0001-7154-6877](#)

**Programa de Pós-Graduação/Course**

Programa de Pós-Graduação em Controladoria e Contabilidade - CEPCON/UFMG

**Doutor/Ph.D. Bruno Pérez Ferreira**

**Programa de Pós-Graduação/Course**

Programa de Pós-Graduação em Administração - CEPEAD/UFMG

**Doutor/Ph.D. Poueri do Carmo Mário**

[0000-0003-4307-6040](#)

**Programa de Pós-Graduação/Course**

Programa de Pós-Graduação em Controladoria e Contabilidade - CEPCON/UFMG

### Resumo/Abstract

O aquecimento do mercado de M&A no Brasil e a conjuntura política e econômica do país nos últimos anos ensejam a testagem empírica dos fatores que impulsionam essas atividades. Dentre os fatores macroeconômicos, uma nova corrente está ligada à incerteza da política econômica como possível fonte de variação das atividades de M&A. O objetivo deste trabalho foi analisar a sensibilidade do volume de M&A no Brasil diante das oscilações (choques) do nível de Incerteza da Economia, no período de 2010 a 2021. Para atendimento do objetivo foi estimado um modelo de Vetores Autorregressivos (VAR) com o volume de anúncios de M&A, o Índice de Incerteza da Economia – Brasil (IIE-Br), e variáveis macroeconômicas e de mercado que possivelmente apresentem causalidade no sentido definido por Granger sobre o volume de M&A. Os resultados mostraram que as M&A no Brasil respondem positivamente a um choque de Incerteza da Economia. Tais resultados são consistentes com a corrente



teórica neoclássica que indica que choques derivados de distúrbios econômicos levam a reorganização industrial por meio das M&A. Este estudo contribui com evidências empíricas no Brasil para o entendimento do papel dos fatores macroeconômicos, incluindo a incerteza econômica, na condução futura do mercado de M&A.

**Modalidade/Type**

Artigo Científico / Scientific Paper

**Área Temática/Research Area**

Contabilidade Financeira e Finanças (CFF) / Financial Accounting and Finance

## Fusões e Aquisições no Brasil e Choques de Incerteza da Economia

### Resumo

O aquecimento do mercado de M&A no Brasil e a conjuntura política e econômica do país nos últimos anos ensejam a testagem empírica dos fatores que impulsionam essas atividades. Dentre os fatores macroeconômicos, uma nova corrente está ligada à incerteza da política econômica como possível fonte de variação das atividades de M&A. O objetivo deste trabalho foi analisar a sensibilidade do volume de M&A no Brasil diante das oscilações (choques) do nível de Incerteza da Economia, no período de 2010 a 2021. Para atendimento do objetivo foi estimado um modelo de Vetores Autorregressivos (VAR) com o volume de anúncios de M&A, o Indicador de Incerteza da Economia – Brasil (IIE-Br), e variáveis macroeconômicas e de mercado que possivelmente apresentem causalidade no sentido definido por Granger sobre o volume de M&A. Os resultados mostraram que as M&A no Brasil respondem positivamente a um choque de Incerteza da Economia. Tais resultados são consistentes com a corrente teórica neoclássica que indica que choques derivados de distúrbios econômicos levam a reorganização industrial por meio das M&A. Este estudo contribui com evidências empíricas no Brasil para o entendimento do papel dos fatores macroeconômicos, incluindo a incerteza econômica, na condução futura do mercado de M&A.

**Palavras-chave:** Fatores macroeconômicos; Vetores Autoregressivos; Incerteza Política; Incerteza Econômica; ondas de M&A.

### 1 Introdução

Recentemente, o Brasil tem passado por uma grande onda de Fusões e Aquisições (M&A). Segundo a consultoria *PricewaterhouseCoopers*, o volume de negócios anunciados no país em 2020 foi 48% superior à média dos 5 anos anteriores e vem crescendo em 2021 (*PricewaterhouseCoopers*, 2021b). No entanto, em meio a esses negócios o país passa também por crises institucionais, sanitárias e políticas, apresentando baixa atratividade econômica com redução no nível de atividade econômica, aumento da inflação e desemprego e desequilíbrio fiscal, apesar de ter registrado uma recuperação em 2021 (Souza Jr. et al., 2021).

Os fatores que impulsionam as ondas de M&A não são totalmente claros, e a literatura anterior dedicou esforço substancial para entender suas fontes de variação (Boateng et al., 2014; Bonaime et al., 2018). Harford (2005) apresenta fundamentos teóricos comportamentais e neoclássicos sobre as causas das M&A. A vertente comportamental argumenta que as ondas de M&A das firmas no mercado de capitais são positivamente correlacionadas com os momentos de alta do mercado (*Bull Market*) (Rhodes-Kropf & Viswanathan, 2004; Shleifer & Vishny, 2003). Nesse sentido, as firmas têm incentivos em se manterem valorizadas e poder oferecer suas ações como forma de pagamento em algumas dessas transações, enquanto as firmas subvalorizadas são mais suscetíveis aos *takeovers* (Shleifer & Vishny, 2003). Por outro lado, a vertente neoclássica argumenta que as M&A ocorrem em resposta a choques no ambiente econômico, tecnológico e regulatório, que propiciariam uma realocação em larga escala dos ativos entre os setores da economia (Harford, 2005). Dentro dessa visão, as M&A atuam como um instrumento que facilita a mudança para o novo ambiente institucional.

Uma nova corrente, mais relacionada à abordagem neoclássica, explora a Incerteza da Política Econômica como possível fonte das oscilações nas atividades de M&A (Bonaime et al., 2018). Essa dimensão de incerteza diz respeito à imprevisibilidade da condução da política econômica por parte dos agentes governamentais, relacionada a quem tomará as

decisões; quando serão tomadas; e quais os seus efeitos futuros na economia (Baker et al., 2016). Tal incerteza pode alterar a dinâmica das decisões financeiras das firmas, que podem atrasar os seus investimentos (Akron et al., 2020; Gulen & Ion, 2015), aumentar suas disponibilidades para especulação e precaução (Duong et al., 2020), reduzir os níveis de endividamento (Li & Qiu, 2021), pagar mais dividendos como forma de sinalização (Attig et al., 2021) e até reduzir práticas de gerenciamento de resultados a depender do seu estágio no ciclo de vida (Roma et al., 2020). No caso específico de M&A, as evidências empíricas para os EUA sugerem que um choque de incerteza da política econômica tem efeitos negativos no volume e valor das aquisições (Bonaime et al., 2018).

A testagem mais direta entre essas relações foi possibilitada pelo desenvolvimento de uma medida compreensível de incerteza por Baker et al. (2016), o *Economic Policy Uncertainty Index* (EPU), que é baseada na contagem de frequência de reportagens em jornais que noticiam termos relacionados à incerteza política. No Brasil, o Instituto Brasileiro de Economia da Fundação Getúlio Vargas (FGV /IBRE) calcula e divulga o *Indicador de Incerteza da Economia – Brasil* (IIE-Br), que é mais específico para o cenário brasileiro, com metodologia semelhante ao EPU, mas que busca mensurar a incerteza da economia brasileira (Ferreira et al., 2019).

No Brasil, os níveis de incerteza medidos pelo EPU e IIE-Br tem se elevado desde 2015, em decorrência das sucessivas crises políticas e econômicas. Em nível global, a pandemia do COVID-19 elevou os níveis de incerteza dos países para patamares recordes, que têm se suavizado gradativamente com o avanço das campanhas de vacinação. No entanto, no Brasil essa suavização é mais resistente. Em comparação com 19 países para os quais os Índices de Incerteza são calculados em base comparável, o nível de incerteza econômica do Brasil permaneceu como o segundo mais alto, depois da China, em abril de 2021 (Gouveia, 2021). O IIE-Br foi selecionado para este estudo como *proxy* de incerteza, por ser mais específico para o cenário brasileiro, tendo em vista a sua forma de mensuração que é mais abrangente com relação às fontes de mídia jornalísticas utilizadas, além de considerar mais um componente de incerteza macroeconômica.

Tendo em vista as características do mercado de M&A no Brasil (PricewaterhouseCoopers, 2021b) e da dinâmica dos fatores macroeconômicos e de mercado que podem gerar atratividade para essas operações (Boateng et al., 2014), com especial atenção ao fator de Incerteza da Economia (IIE-Br), que tem se mostrado acentuada no país, levanta-se a seguinte questão: ***Como o nível agregado de atividades de Fusões e Aquisições no Brasil responde a choques ligados à Incerteza da Economia no Brasil?***

Com isso, esta pesquisa tem como objetivo analisar a sensibilidade do volume de M&A no Brasil diante das oscilações (choques) do nível de Incerteza da Economia, no período de 2010 a 2021. Para atendimento do objetivo foi estimado um modelo de Vetores Autorregressivos da “família” VAR(p), que depende da natureza da estacionaridade das séries temporais do volume de operações de M&A, do índice de incerteza IIE-Br e das variáveis macroeconômicas e de mercado que possivelmente apresentem causalidade no sentido definido por Granger (1969) sobre o nível de operações de M&A.

Este estudo contribui para o entendimento do papel da incerteza gerada pelas das ações governamentais e de outras variáveis de natureza macroeconômica sobre as atividades econômicas das empresas, mais especificamente na criação de condições sobre as quais as decisões de investimentos e aquisições corporativas são feitas. Ademais, contribui para a discussão da literatura em Finanças Corporativas sobre o papel da Incerteza Econômica nas decisões financeiras, ainda relativamente escassa no Brasil. Especificamente, contribui com a inclusão desses fatores macroeconômicos como possíveis impulsionadores das ondas de Fusões e Aquisições no Brasil.

## 2 Referencial Teórico

### 2.1 Fatores que Impulsionam as Fusões e Aquisições

É um fato conhecido que o nível agregado de M&A evolui no tempo em formato de ondas (Brealey et al., 2018). Segundo Brealey et al. (2018) essas operações coincidem com as cotações elevadas dos preços das ações e podem ser impulsionadas por motivos econômicos relacionados a desregulamentação, mudanças tecnológicas e alterações na demanda. Ademais, costumam ser mais frequentes em setores que passam por mudanças tecnológicas ou regulatórias. O Brasil, por exemplo, teve sua primeira onda de M&A no fim dos anos 1990 impulsionada por fatores ligados à liberalização da economia, com desregulamentação dos mercados locais, programas de privatização e competição internacional associada a mudanças tecnológicas, impactando principalmente os setores de energia, telecomunicações e bancário (Wood Jr et al., 2004).

Segundo Harford (2005), as explicações para M&A podem ser classificadas amplamente em dois grupos com *hipóteses neoclássicas* e *hipóteses comportamentais*. As explicações neoclássicas estão associadas a distúrbios econômicos que levam à reorganização industrial. Choques tecnológicos, regulatórios ou econômicos dentro de um setor levam a realocação dos seus ativos com firmas do mesmo setor ou fora dele. Nesse sentido, os gestores buscam competir pelas melhores combinações de ativos gerando uma onda naquele momento. No entanto, a hipótese neoclássica pode estar condicionada à liquidez de capital na economia, que pode ser refletida no grau de facilidade de obtenção de crédito, suficiente para a realocação dos ativos derivada dos choques na indústria (Harford, 2005). Dessa forma, pagamentos em caixa ou em ações, ou em uma combinação de ambos serão observados nessas condições. Ademais, aquisições parciais (de divisões) em caixa serão mais comuns.

Por outro lado, as explicações comportamentais estão associadas aos momentos de alta do mercado de capitais. Nesse sentido, possíveis adquirentes com ações superavaliadas no mercado irão usá-las para adquirir possíveis alvos com ações subavaliadas (Shleifer & Vishny, 2003). As aquisições parciais e em caixa serão menos comuns. Nesse sentido, as ondas acontecerão na presença de retornos anormais das ações ou elevados índices *market-to-book* de um número suficiente de empresas. Harford (2005) argumenta que durante a onda de M&A sob a perspectiva comportamental, não há racionalidade econômica subjacente nas decisões e nem ganhos reais de sinergia posteriormente. Portanto o desempenho da firma pós-fusão também será pobre, pois os benefícios gerados podem não compensar os custos da integração.

As correntes teóricas podem auxiliar na seleção, entendimento e interpretação dos fatores impulsionadores e contextos sobre os quais as ondas de M&A ocorrem. O preço das ações, PIB, oferta monetária, taxa de câmbio, taxa de juros e inflação são variáveis que podem ter poder explanatório sobre os fluxos de M&A de um país (Boateng et al., 2014). Boateng et al. (2014) identificaram que choques em tais fatores macroeconômicos e de mercado impactam significativamente as tendências de M&A internacionais no Reino Unido. A valorização da moeda local e das ações no mercado de capitais local impactam positivamente as M&A internacionais. A variação do PIB influencia positivamente, enquanto as taxas de juros e a inflação aparentam ter um efeito negativo sobre essas atividades.

Tais *proxies* são normalmente endereçadas nos estudos anteriores bem estabelecidos que investigam o efeito de choques no volume agregado de M&A (Gugler et al., 2012; Ibrahim & Raji, 2018; Kinateder et al., 2017; Rhodes-Kropf & Viswanathan, 2004), mas, ainda são escassos. Avançando na literatura que contribui para a compreensão desses fatores, Bonaime et al. (2018) propuseram o primeiro estudo que inclui o efeito de choques de incerteza da política econômica nas atividades de M&A em nível macro. O ambiente político pode levar a riscos no contexto das M&A, uma vez que pode gerar incerteza no *valuation* das

firmas alvo. Tais riscos são associados a ações governamentais que incluem mudanças na regulamentação tributária, gastos governamentais, políticas monetária e cambial (Bonaime et al., 2018). Além disso, o comportamento (indefinido) de agentes governamentais, burocracia na administração pública, capacidade de grupos de interesses influenciar a política são fatores que podem afetar as decisões corporativas de investimento (Xie et al., 2017).

Pautados nessas evidências, Bonaime et al. (2018) quantificaram os efeitos de choques de incerteza da política econômica no volume e valor agregados de transações de M&A de empresas dos EUA. Estimando um Modelo de Vetores Autorregressivos (VAR) com foco na atividade de M&A, os autores identificaram que a incerteza política, quantificada pelo EPU, impacta negativamente as atividades de M&A, com efeitos persistentes nos meses subsequentes.

Dessa forma, baseando-se nas correntes teóricas para selecionar os fatores que impulsionam as atividades de M&A, com especial enfoque na Incerteza sobre a Economia como variável de interesse, por ser um índice mais específico ao cenário brasileiro (Ferreira et al., 2019) e por contribuir de forma contemporânea para essa discussão, propõe-se a seguinte hipótese de pesquisa a ser testada e discutida:

**(H1):** *A incerteza sobre a economia impulsiona negativamente o volume agregado de operações de M&A das empresas brasileiras.*

A relação definida na hipótese é baseada principalmente nas evidências fornecidas por Bonaime et al. (2018), para o mercado de M&A dos EUA.

### **3 Metodologia**

#### **3.1 Amostra e obtenção dos dados**

Para alcance do objetivo de pesquisa propõe-se verificação do efeito de choques dos fatores macroeconômicos nas M&A incluindo a variável IIE-Br nessa modelagem (Bonaime et al., 2018; Boateng et al., 2014). O IIE-Br foi o índice escolhido para a modelagem, alternativamente ao EPU, como utilizado no estudo de Bonaime et al. (2018). A escolha é consistente com a forma de mensuração do IIE-Br, que contempla um componente de mídia jornalística com os seis maiores jornais de alta circulação do país, e um componente relacionado à dispersão das previsões dos analistas de mercado sobre variáveis macroeconômicas. O EPU calculado para o Brasil contempla apenas o componente midiático, considerando apenas o jornal “Folha de São Paulo” e pode sofrer viés de perspectiva dessa única fonte de notícias. Ademais, o componente econômico do IIE-Br pode ser mais responsivo às decisões corporativas de investimento e aquisição, justificando a escolha dessa variável para a modelagem.

Foi analisado o mercado de M&A considerando as empresas no Brasil que fizeram anúncios de M&A no período de janeiro de 2010 a até março de 2021. O volume mensal de anúncios de M&A foi extraído do relatório de Fusões e Aquisições da consultoria PwC (PricewaterhouseCoopers, 2021a) até o mês de março de 2021, que contempla operações de aquisição de participações controladoras; compra de participações não-controladoras; fusões; *joint venture*; e incorporações de empresas públicas (com ações negociadas na bolsa) e privadas (*private equity*), envolvendo capital nacional (grande maioria) e estrangeiro.

A variável de Incerteza da Economia IIE-Br de Ferreira et al. (2019) foi extraída do sítio *Economic Policy Uncertainty* ([policyuncertainty.com](http://policyuncertainty.com)). Os dados representativos do desempenho do mercado de capitais brasileiro (IBOV) foram extraídos da base Economatica®. Os dados representativos dos fatores macroeconômicos empregados foram extraídos do Sistema Gerenciador de Séries Temporais – SGS do Banco Central do Brasil

([bcbr.gov.br/sgspub](http://bcbr.gov.br/sgspub)). Com relação a estes fatores, serão utilizados o Índice de Atividade Econômica (IBC-Br) e a taxa básica de juros Selic. Em função desta análise envolver uma modelagem mensal, o IBC-Br foi adotado no lugar do PIB, por ser um indicador agregado da atividade econômica calculado mensalmente. Na figura 1 a seguir observa-se a evolução histórica dos anúncios de M&A mensais em conjunto com o IIE-Br:

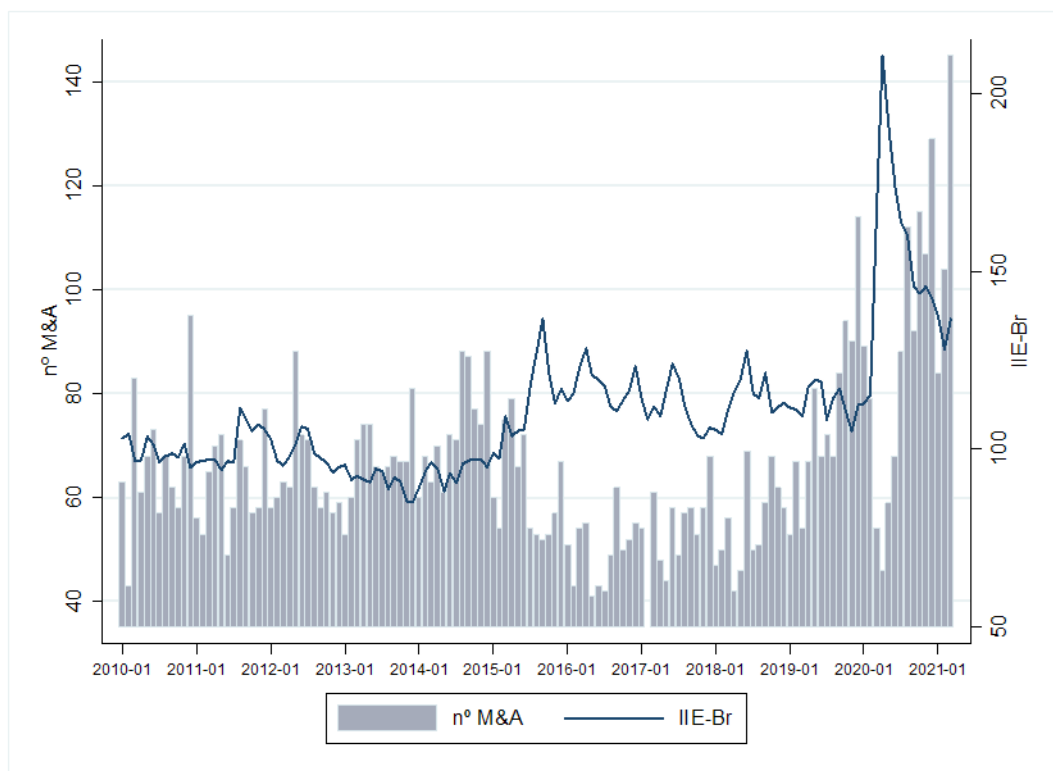


Figura 1: Evolução histórica do volume de anúncios mensais de M&A e Incerteza da Economia no Brasil, 2010 a 2021\*. Fonte: Dados disponíveis em <https://www.pwc.com.br> e <https://www.policyuncertainty.com/>. Nota: nº M&A é o volume de fusões e aquisições anunciadas no mês e IIE-Br é o Índice de Incerteza da Economia Brasil. \*até março de 2021.

Até o ano de 2015, os anúncios de M&A flutuam dentro de uma faixa estável. No entanto, a partir desse ano esse volume apresentou queda considerável ao longo dos meses. É perceptível que essa tendência de queda a partir de 2015 coincide com uma tendência de elevação persistente do IIE-Br, aumentando e se estabelecendo em torno da faixa de 115 pontos, aproximadamente. Essa elevação da incerteza é refletida no cenário de desgaste da situação política do país, além de outros eventos como o rebaixamento do *rating* de crédito do Brasil pela *Standard & Poor's* (Schymura, 2019). Tal fato pode ter contribuído para a queda nos anúncios de M&A, com o desencorajamento dos gestores e expectativas pobres quanto às condições econômicas. No entanto, a partir do ano de 2019, as duas séries analisadas apresentaram seus picos históricos. No caso do IIE-Br, tem seu pico desencadeado na crise da COVID-19, em março de 2020, que precedeu um reflexo positivo da onda de M&A. Esse momento específico causou retração nos anúncios de M&A, que logo retomaram o crescimento ainda no ano de 2020. Em março de 2021 a série apresentou seu pico histórico, com 145 anúncios no mês.

### 3.2 Modelos de Vetores Autorregressivos (VAR)

A aplicação dos modelos VAR (ou de vetores com correção de erros – VEC, caso as séries originais não forem estacionárias) é útil para a modelagem de séries temporais estacionárias multivariadas, para verificar o efeito dinâmico de uma variável regredida com os seus próprios valores defasados e outras variáveis que possam auxiliar nessa previsão, gerando um sistema de equações simultâneas (Brooks, 2019). Uma vez estimados, o VAR ou VEC podem ser utilizados para simular a resposta de qualquer variável no sistema aos distúrbios ocorridos na própria variável ou nas outras variáveis (Boateng et al., 2014; Lamounier & Nogueira, 2007). Partindo do pressuposto que uma variável econômica  $y_t$  normalmente possui correlação com outras variáveis da economia, os modelos da família ARIMA (*Autorregressive Integrated Moving Average Models*), que são univariados, poderiam “deixar de fora” informações importantes para a modelagem de  $y_t$ . Neste caso, a aplicação do VAR ou VEC é necessária para capturar o efeito da incerteza da economia e outros fatores macroeconômicos e de mercado no volume de M&A.

Para esclarecer a estrutura geral do VAR( $p$ ), o caso mais simples a ser considerado é o VAR bivariado de ordem 1, denotado como VAR(1), que leva em conta na sua estrutura as séries  $y_1$  e  $y_2$  ( $k = 2$ ). Dessa forma, tem-se que (Tsay, 2010):

$$y_t = \phi_0 + \Phi y_{t-1} + \epsilon_t \quad (1)$$

Em que,  $\phi_0$  é um vetor de dimensão  $k$ ,  $\Phi$  é uma matriz  $k \times k$ , e  $\{\epsilon_t\}$  é um vetor de dimensão  $k$  do tipo ruído branco multivariado. Isso pode ser detalhado da seguinte maneira, considerando  $k = 2$  :

$$y_t = \begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \end{bmatrix}; \phi_0 = \begin{bmatrix} \phi_{10} \\ \phi_{20} \end{bmatrix}; \Phi = \begin{bmatrix} \phi_{11} & \phi_{12} \\ \phi_{21} & \phi_{22} \end{bmatrix}; \epsilon_t = \begin{bmatrix} \epsilon_{1t} \\ \epsilon_{2t} \end{bmatrix} \quad (2)$$

Ou seja:

$$\begin{aligned} y_{1t} &= \phi_{10} + \phi_{11}y_{1t-1} + \phi_{12}y_{2t-1} + \epsilon_{1t} \\ y_{2t} &= \phi_{20} + \phi_{21}y_{1t-1} + \phi_{22}y_{2t-1} + \epsilon_{2t} \end{aligned} \quad (3)$$

Em que,  $\phi_{ij}$  é o elemento  $(i, j)$  da matriz  $\Phi$  e  $\phi_{i0}$  é o  $i$ -ésimo elemento de  $\phi_0$ . Baseando na primeira equação da Eq. (3)  $\phi_{12}$  por exemplo denota a dependência linear entre  $y_{1t}$  e  $y_{2t-1}$  na presença de  $y_{1t-1}$ . Portanto,  $\phi_{12}$  é o efeito condicional de  $y_{2t-1}$  em  $y_{1t}$ , dado  $y_{1t-1}$ . Assim, se  $\phi_{12} = 0$ ,  $y_{1t}$  não dependeria de  $y_{2t-1}$ , apenas do seu próprio valor defasado (Tsay, 2010).

É importante, todavia, que a estrutura das séries ofereça representação adequada de estacionariedade, caso contrário o modelo VEC poderá ser adotado. Isso será possível se concluir-se que as séries  $y_1$  e  $y_2$  forem não-estacionárias mas apresentarem-se como cointegradas.

### 3.3 Etapas da modelagem

Um passo preliminar na análise de séries temporais se dá pela inspeção gráfica das séries. As plotagens da série histórica original ou transformada permite a identificação de algumas das suas características e propriedades importantes tais como a existência de



tendências, sazonalidades e/ou quebras estruturais (Heij et al., 2004). Para que se possa fazer inferências válidas, a modelagem assume que as séries são estacionárias, o que em muitos casos requer a transformação dos dados originais (com a sua logaritmização ou tomada de diferenças). Constatado que um processo é não-estacionário, é possível distinguir algumas de suas particularidades com relação à tendência que a série assume (Bueno, 2011).

Tais processos podem assumir uma tendência determinística, onde fica evidente que a série não possui uma média constante e exibe flutuações aleatórias em torno da sua tendência (ascendente ou descendente) (Brooks, 2019). Nesse sentido, um processo estacionário em tendência é aquele que oscila em torno da tendência determinística, não afastando-se aleatoriamente dela (Bueno, 2011). Ao contrário do caso de processos estacionários em tendência determinística, processos de tendência estocástica exibem oscilações aleatórias em torno de seu valor médio que varia de forma aleatório ao longo do tempo, sendo estes bastante comuns em dados financeiros, tais quais os chamados passeios aleatórios (Brooks, 2019). Ademais, pode-se encontrar a presença de sazonalidade, que são flutuações cíclicas que ocorrem no mesmo período de tempo. A remoção da tendência desses processos resulta em Processos Estacionários em Por Diferença (*Difference Stationary Process - DSP*).

Apesar do estabelecimento de etapas para essa modelagem, a análise empírica de séries temporais é feita por meio de um processo iterativo para se obter a especificação mais adequada para o modelo, envolvendo testes de diagnóstico e ajustamentos da ordem do modelo (Heij et al., 2004). Antes das etapas de Testes de Causalidade de Granger e de modelagem VAR das séries, deve-se, primeiramente, proceder à verificação da estacionariedade das séries, a fim de corroborar e complementar as propriedades identificadas na inspeção gráfica. Isto é, deve-se analisar o comportamento das séries a serem incluídas nos modelos em relação às suas médias que devem ser constantes, e de suas estruturas de variância e covariância que devem ser finitas e constantes. Caso a estacionariedade não se verifique, deve-se avaliar a possibilidade da existência de relações de cointegração entre as séries. Isso é importante, pois a estacionariedade ou não pode influenciar fortemente as propriedades e o comportamento da série e a sua não consideração e análise poderá levar a regressões espúrias (Brooks, 2019). A estacionariedade das séries poderá ser verificada por meio dos chamados testes de raízes unitárias.

Os testes geralmente empregados para verificação de estacionariedade são o teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e o teste de Phillips-Perron (PP) (Dickey & Fuller, 1981; Phillips & Perron, 1988). Tem-se a seguinte especificação para o ADF (Tsay, 2010):

$$\Delta y_t = \mu + at + \beta y_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \phi_j \Delta y_{t-j} + \epsilon_t \quad (4)$$

Em que:  $\mu$  é uma constante, representando um *drift*;  $at$  é uma função (linear) determinística do tempo indexado em  $t$ , que ainda pode ser zero ou uma constante;  $\Delta y_t$  é a primeira diferença da série  $y_t$ ;  $j$  é o número de defasagens;  $\epsilon_t$  é o erro aleatório do tipo ruído branco. O objetivo básico é testar as hipóteses:  $H_0: \beta = 0$  (Raiz Unitária); *versus*  $H_1: \beta < 0$ . Para todos os casos em que  $\beta < 0$  tem-se que  $y_t$  não possuiria raiz unitária.

A vantagem desse teste é que ele incorpora as possibilidades da não-estacionariedade em função da tendência determinística  $at$ ; de que exista um “*drift*” e também permite que  $y_t$  possa ser gerado por um processo AR de ordem superior (Lamounier & Nogueira, 2007).

A desvantagem do teste ADF é que usa a premissa de que o erro aleatório seja do tipo ruído branco ( $\epsilon_t \sim N(0; \sigma_\epsilon^2)$ ). Ou seja, que tem variância constante, sem autocorrelação e com distribuição normal. Se esse não for o caso (como normalmente acontece com séries financeiras), o teste PP será o mais adequado, pois faz uma correção não paramétrica no teste

ADF, permitindo que seja consistente mesmo se  $\epsilon_t$  não atenda aos pressupostos como, por exemplo, o de normalidade (Bueno, 2011). A equação do teste é especificada da seguinte forma:

$$\Delta y_t = \mu + \alpha t + \rho y_{t-1} + \epsilon_t \quad (5)$$

Em que  $\mu$ ,  $\alpha$  e  $\rho$  tem seus testes-t corrigidos para os problemas de Autocorrelação e Heterocedasticidade do termo  $\epsilon_t$ .

Verificadas as propriedades das séries quanto à sua estacionariedade, no caso de análise multivariada de séries temporais pode-se partir para a implementação do Teste de Causalidade de Granger (1969) (Lamounier & Nogueira, 2007). A ideia central do teste consiste em avaliar se as defasagens de uma variável “x” contribuem para uma melhor previsão de outra variável “y” e vice-versa. Quando isso ocorre, é possível dizer que há causalidade no sentido definido por Granger da variável x sobre a variável y, sendo esta uma causalidade menos restritiva, que implicaria apenas em melhoria da capacidade de previsão e não necessariamente uma relação de causalidade teórica de fato. Considerando-se as séries  $y_1$  e  $y_2$ , estacionárias, tem-se que o teste de Granger implicaria na estimativa das seguintes regressões:

$$y_{1t} = \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \alpha_{1j} y_{1t-j} + \sum_{i=1}^k \alpha_{2j} y_{2t-j} + \epsilon_{1t} \quad (6)$$

$$y_{2t} = \beta_0 + \sum_{i=1}^k \beta_{1j} y_{1t-j} + \sum_{i=1}^k \beta_{2j} y_{2t-j} + \epsilon_{2t} \quad (7)$$

Dessa forma, pode-se rejeitar hipótese nula de ausência de causalidade se um ou mais coeficientes  $\alpha_{2j}$  forem estatisticamente diferentes de zero para diferentes defasagens na equação (4). Assim, não se rejeitaria que  $y_2$  causa  $y_1$  no sentido de Granger. Da mesma forma, se um ou mais coeficientes  $\beta_{2j}$  forem estatisticamente diferentes de zero tem-se que  $y_1$  causaria  $y_2$ . Essa causalidade pode ser unidirecional ou bidirecional, a depender de quais parâmetros forem significativos (Lamounier & Nogueira, 2007). Em síntese, para as séries  $y_1$  e  $y_2$  podem existir as seguintes relações:

- $y_1 \leftarrow y_2 \Rightarrow y_2$  causa  $y_1$  no sentido de Granger;
- $y_2 \leftarrow y_1 \Rightarrow y_1$  causa  $y_2$  no sentido de Granger;
- $y_2 \leftrightarrow y_1 \Rightarrow$  causalidade bidirecional no sentido de Granger;
- $y_2 - y_1 \Rightarrow$  ausência de causalidade no sentido de Granger.

A próxima etapa é determinação da ordem  $p$  de defasagens do modelo. Isso é fundamental, pois, em séries temporais, a definição da forma funcional dos modelos depende da inclusão dos termos defasados das variáveis das séries, que são também preditores da variável dependente. No entanto, deve-se adotar parcimônia no número de variáveis especificadas, pois o número de parâmetros a serem estimados eventualmente pode se tornar maior que o número de observações (Heij et al., 2004). Com isso, uma maior ordem  $p$  torna o modelo mais complexo e pode resultar na perda de eficiência da estatística de teste (Bueno, 2011).

Para auxiliar nessa tarefa, pode-se empregar alguns procedimentos objetivos para saber se uma defasagem deve ser incluída ou não, como os critérios de informação AIC (*Akaike Information Criterion*) e SBIC (*Schwarz Bayesian Information Criterion*) (Heij et al., 2004). A ideia do critério de informação é minimizar a função baseada nos resíduos, que é

penalizada pelo aumento no número de regressores (Bueno, 2011). Dessa forma, avalia-se um *trade-off* do emprego de modelos parcimoniosos em relação a modelos com mais parâmetros em um único critério. O AIC e SBIC são definidos da seguinte forma (Heij et al., 2004):

$$AIC(k) = \ln \hat{\sigma}_k^2 + \frac{2k}{T} \quad (8)$$

$$SBIC(k) = \ln \hat{\sigma}_k^2 + k \frac{\ln T}{T} \quad (9)$$

Em que  $\hat{\sigma}^2$  é o estimador de máxima verossimilhança da variância dos resíduos do modelo de ordem  $p$ .  $k$  é o número de parâmetros.  $T$  é o número de observações. O primeiro termo das equações 8 e 9 é a função baseada na soma dos quadrados dos resíduos que indica a qualidade de ajuste do modelo aos dados, enquanto o segundo termo é a função de penalidade do critério, uma vez que aumenta o critério se mais defasagens são incluídas (Tsay, 2010). O objetivo básico dos testes é a minimização dos critérios de informação. É comum o emprego dos procedimentos AIC e SBIC em conjunto. Enquanto este último tende a ser mais rigoroso em modelos com mais parâmetros e tende a escolher um modelo mais parcimonioso, o primeiro pode funcionar melhor em pequenas amostras. Os resultados são válidos tanto para processos estacionários quanto para integrados (Bueno, 2011).

Atendidas as premissas e os testes de diagnóstico, pode-se partir para a estimação do modelo VAR (ou VEC) e aplicá-lo para a análise das séries de interesse no sistema ou para previsões, caso for esse o seu propósito. Lembrando que a modelagem passa por um processo iterativo e as suas etapas não seguem necessariamente uma ordem cronológica.

### 3.4 Função de Resposta a Impulsos

Segundo Brooks (2019), a Função de Resposta a Impulsos (*Impulse Response Function - IRF*) denota a responsividade da variável  $y_t$  com relação a choques em cada uma das variáveis do sistema VAR. O termo “choque” é utilizado para caracterizar os distúrbios (inovações) ocorridos, que são variações inesperadas na  $i$ -ésima variável de um sistema, representadas pelos termos de erro  $\epsilon_k$  em cada uma das equações. Isso é alcançado na prática expressando um modelo VAR como um modelo VMA( $\infty$ ) (*Vector Moving Average* de ordem infinita), dada a propriedade de invertibilidade de um modelo VAR( $p$ ) estacionário (Lamounier & Nogueira, 2007).

A resposta a impulso será expressa pela derivada parcial das variáveis da série  $y_{it}$  com relação a cada termo de erro do sistema de equações:  $\frac{\partial y_{it+j}}{\partial \epsilon_{kt}}$  (Brooks 2019). Os coeficientes calculados quando ilustrados em um gráfico em relação a  $j = 0, 1, 2, \dots, g$ , caracterizam a função de resposta a impulsos e permite examinar o efeito de  $\epsilon_{kt}$  sobre  $y_{it+j}$  ao longo do tempo (Bueno, 2011). Dado que as séries são estacionárias, é possível observar que o efeito do choque tende a suavizar-se gradualmente até se dispersar no decorrer do tempo com a série revertendo a sua média. Ademais, segundo Brooks (2019), a simulação da variação de um desvio-padrão nos choques é também frequentemente utilizada ao invés da variação de uma unidade, na prática.

### 3.5 Especificação das variáveis incluídas na modelagem

O modelo VAR estimado usa dados mensais das séries do vetor  $\mathbf{y}_t$ , que contempla especificamente as seguintes variáveis: (1) o volume agregado mensal dos anúncios de M&A,

mensurado pelo número absoluto de negócios anunciados por empresas no mercado de M&A brasileiro, constado no relatório de M&A da PwC de 2010 a 2021 (PricewaterhouseCoopers, 2021a); (2) O Indicador de Incerteza da Economia Brasil – IIE-Br em nível (Ferreira et al., 2019); (3) O Índice de Atividade Econômica do Banco Central – IBC-Br com ajuste sazonal em nível (código SGS: 24364); (4) O retorno discreto mensal do Índice Bovespa – IBOV, como representante do desempenho do mercado de capitais no Brasil; (5) A volatilidade dos retornos mensais do IBOV, estimada por meio de um modelo ARCH; (6) A taxa de básica de juros Selic acumulada no mês, em termos anuais (código SGS: 4189). Tais variáveis foram definidas tomando por base os estudos de Bonaimé et al. 2018 e Boateng et al. (2014). A seguir são apresentados os resultados da modelagem implementada.

## 4. Interpretação e Análise dos Resultados

### 4.1 Estatísticas Descritivas

A tabela 1 demonstra as estatísticas descritivas das variáveis incluídas no modelo VAR. O número médio de M&A anunciados no período de análise foi de 66 anúncios por mês, aproximadamente. O desvio padrão dos anúncios foi de aproximadamente 17, analisado em relação à média, caracteriza uma baixa dispersão nesses dados, apesar da amplitude dos anúncios que vai de 35 até 145, sendo este último ocorrido em março de 2021 e o primeiro em fevereiro de 2017, que está compreendido em um período de desaquecimento do mercado de M&A no Brasil.

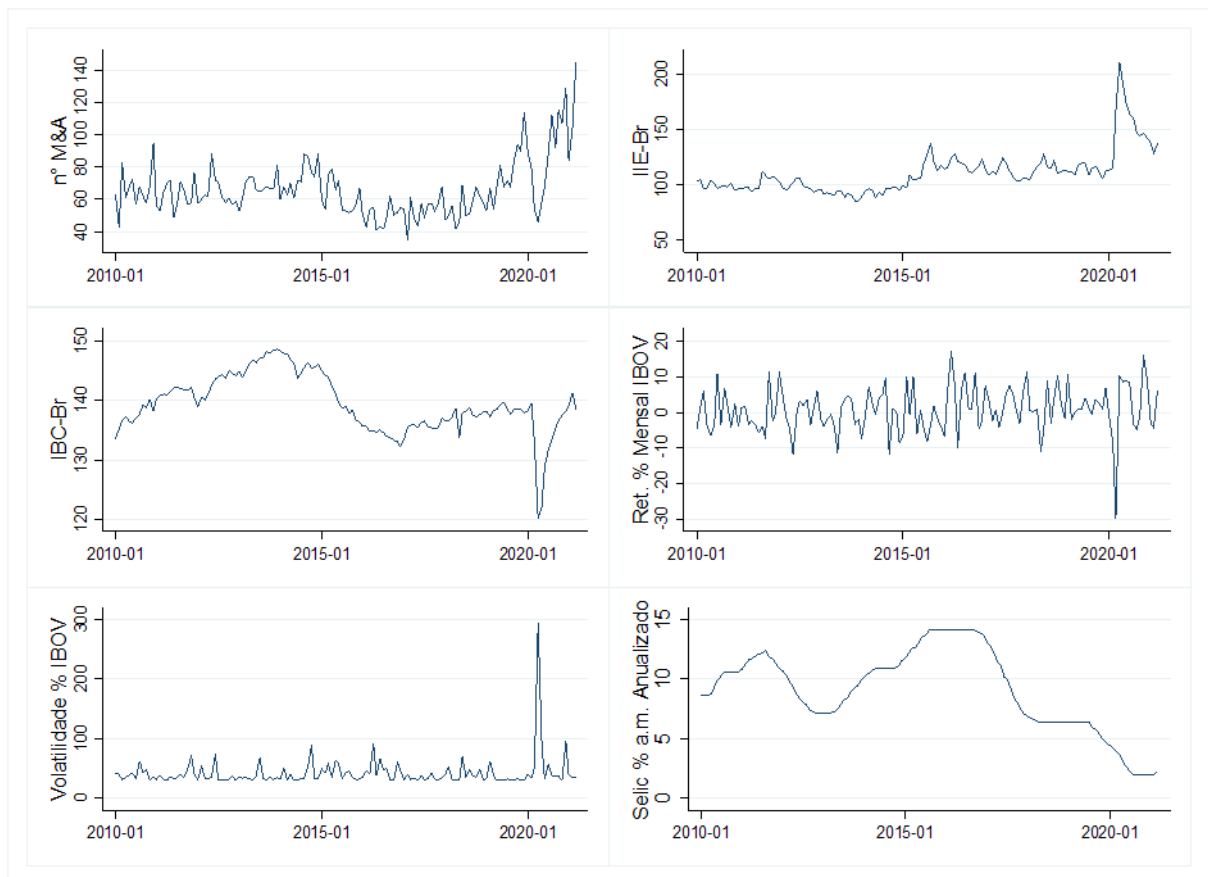
**Tabela 1: Estatísticas descritivas das séries incluídas na modelagem**

Variável	N	Média	Mediana	Desv. Pad.	Assimetria	Curtose	Máx.	Mín.
n° M&A	135	66.19	62	17.53	1.56	6.61	145	35
IIE-Br	135	110.50	106.30	19.71	2.19	9.58	210.50	85.10
IBC-Br	135	139.35	138.51	4.92	-0.43	4.44	148.59	120.06
IBOV	135	0.61	0.52	6.44	-0.51	5.73	16.97	-29.90
Vol. IBOV	135	41.71	34.67	25.73	7.29	69.60	293.59	29.73
Selic	135	9.09	9.40	3.47	-0.35	2.34	14.15	1.90

**Fonte:** dados da pesquisa. Nota: N é o número de observações; n° M&A é o número de anúncios de M&A no mês. IIE-Br é o Índice de Incerteza da Economia-Brasil. IBC-Br é o Índice de Atividade Econômica do BCB. IBOV são os retornos percentuais mensais do Índice Bovespa. Vol. IBOV é volatilidade percentual dos retornos mensais do IBOV. Selic é a taxa de juros Selic a.m. anualizada.

A análise geral das variáveis permite verificar a variabilidade existente nos dados, amplitude e comportamento em relação às tendências centrais consideráveis, o que pode contribuir na análise do efeito desses distúrbios nos anúncios de M&A.

A figura 2 ilustra o comportamento e propriedades das séries quanto à sua variabilidade ao longo do período analisado. No geral, é possível observar que o período iniciado a partir de 2015 foi de grande impacto para todas as séries avaliadas, mais evidente para os anúncios de M&A e para os fatores macroeconômicos IIE-Br, IBC-Br e Selic. Fica perceptível a sensibilidade das séries com relação aos eventos derivados do cenário político e econômico brasileiro nesse período, principalmente o início da crise do COVID-19, em março de 2020.



**Figura 2:** Inspeção gráfica das séries incluídas no modelo VAR.  
**Fonte:** Resultados da pesquisa.

Adiante, foi verificada a condição de estacionariedade das séries por meio dos testes de raiz unitária de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e Phillips-Perron (PP). Conforme a tabela 2 aponta, verificou-se que as todas as séries foram estacionárias de acordo com o teste ADF, uma vez que a estatística de teste calculada foi maior que o valor crítico tabelado ao nível de significâncias de 10%. No entanto, o teste PP apontou que as séries IBC-Br e Selic podem causar problemas quanto à sua condição de estacionariedade. Para os fins desta pesquisa, decidiu-se considerar que as séries são estacionárias, conforme apontou o teste ADF. Com isso, é possível prosseguir para a análise dos resultados dos Testes de Causalidade de Granger e do modelo VAR.

**Tabela 2: Estatísticas dos Testes de Raiz Unitária**

Variável	ADF	PP
M&A	-2.535	-3.966
IIE-Br	-2.969	-3.744
IBC-Br	-2.598	-3.081
IBOV	-9.606	-10.703
Vol. IBOV	-7.743	-9.83
Selic	-2.464	-0.986
<b>Valor Crítico (10%)</b>	<b>-1.288</b>	<b>-3.145</b>

Fonte: dados da pesquisa

## 4.2 Causalidade de Granger

A tabela a seguir apresenta os resultados dos testes de Causalidade de Granger para as variáveis a serem incluídas no modelo VAR. Nota-se que a previsibilidade do número de anúncios de M&A sofre influência de todas as variáveis consideradas, adotando o nível de significância de 10%, exceto os retornos do IBOV. Essa é uma constatação importante, pois mostra que os movimentos de curto prazo no mercado de capitais no Brasil ainda não são tão preponderantes para o comportamento do agregado de M&A no Brasil, como são nos mercados de capitais desenvolvidos (Boateng et al., 2014; Gugler et al., 2012; Rhodes-Kropf & Viswanathan, 2004).

Todavia, provavelmente uma análise segregada apenas para uma amostra das fusões e aquisições de empresas maiores participantes do mercado de ações poderia levar a resultados diferentes. Mas como a proposta do presente trabalho consiste na análise de todas as transações e não aquelas de empresas de capital aberto, essa análise fica como sugestão para pesquisas futuras.

**Tabela 3: Teste de Causalidade de Granger**

$H_0$	Wald $\chi^2$	$H_0$	Wald $\chi^2$	$H_0$	Wald $\chi^2$
M&A não é causado por:		IIE-Br não é causado por:		IBC-Br não é causado por:	
IIE-Br	5.228**	M&A	0.553	M&A	2.485
IBC-Br	5.592**	IBC-Br	0.600	IIE-Br	5.537**
IBOV	1.963	IBOV	22.611***	IBOV	14.737***
Vol. IBOV	2.966*	Vol. IBOV	2.751*	Vol. IBOV	1.230
Selic	9.681***	Selic	1.311	Selic	0.977
Todas	24.173***	Todas	29.204***	Todas	25.055***
$H_0$	Wald $\chi^2$	$H_0$	Wald $\chi^2$	$H_0$	Wald $\chi^2$
IBOV não é causado por:		Vol. IBOV não é causado por:		Selic não é causado por:	
M&A	0.687	M&A	2.564	M&A	2.072
IIE-Br	2.136	IIE-Br	14.190***	IIE-Br	0.020
IBC-Br	0.002	IBC-Br	2.692	IBC-Br	8.767***
Vol. IBOV	0.016	IBOV	12.628***	IBOV	0.190
Selic	0.060	Selic	0.091	Vol. IBOV	0.165
Todas	8.476	Todas	34.682***	Todas	34.654***

**Fonte:** Dados da pesquisa.

Nota: \*\*\*, \*\*, \* para rejeição da hipótese nula de que não há causalidade de Granger entre as variáveis ao nível de 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Ressalta-se que o número de anúncios de M&A não apresentou causalidade bidirecional com nenhuma das demais variáveis analisadas, uma vez que não foi possível rejeitar a hipótese nula de que o número de M&A não é causado por cada variável em questão. No entanto, a análise de todas as variáveis em conjunto permite inferir que sua inclusão no modelo tem potencial para melhoria na qualidade das previsões sobre as operações de M&A.

## 4.3 Análise do Modelo VAR

Os procedimentos para definir a ordem das defasagens do modelo estão apresentados na tabela 4, empregando-se os critérios AIC e SBIC:

**Tabela 4: Ordem de defasagem do modelo VAR**

Defasagens	LL	LR	df	p	AIC	SBIC
1	-2102.36	1200.7	36	0	33.77	34.71*
2	-2018.25	168.21	36	0	33.01	34.76
3	-1967.84	100.82	36	0	32.78*	35.34
4	-1945.63	44.428	36	0.158	33.00	36.36

**Fonte:** Resultados da pesquisa.

Nota: \* sinaliza qual equação teve o seu critério de informação minimizado.

Na tabela 4, os resultados são comparados entre modelos com várias defasagens. Neste teste, foram definidos modelos para até 4 defasagens. O asterisco nos critérios AIC e SBIC indica qual é a equação com o número mais consistente de defasagens. Avaliando os dois critérios, os modelos com 3 e 1 defasagens tem seus valores minimizados. Para essa definição considerou-se o princípio de parcimônia e adotou-se o resultado do critério SBIC, que é mais rigoroso, seguindo, dessa forma com a especificação do modelo com 1 defasagem.

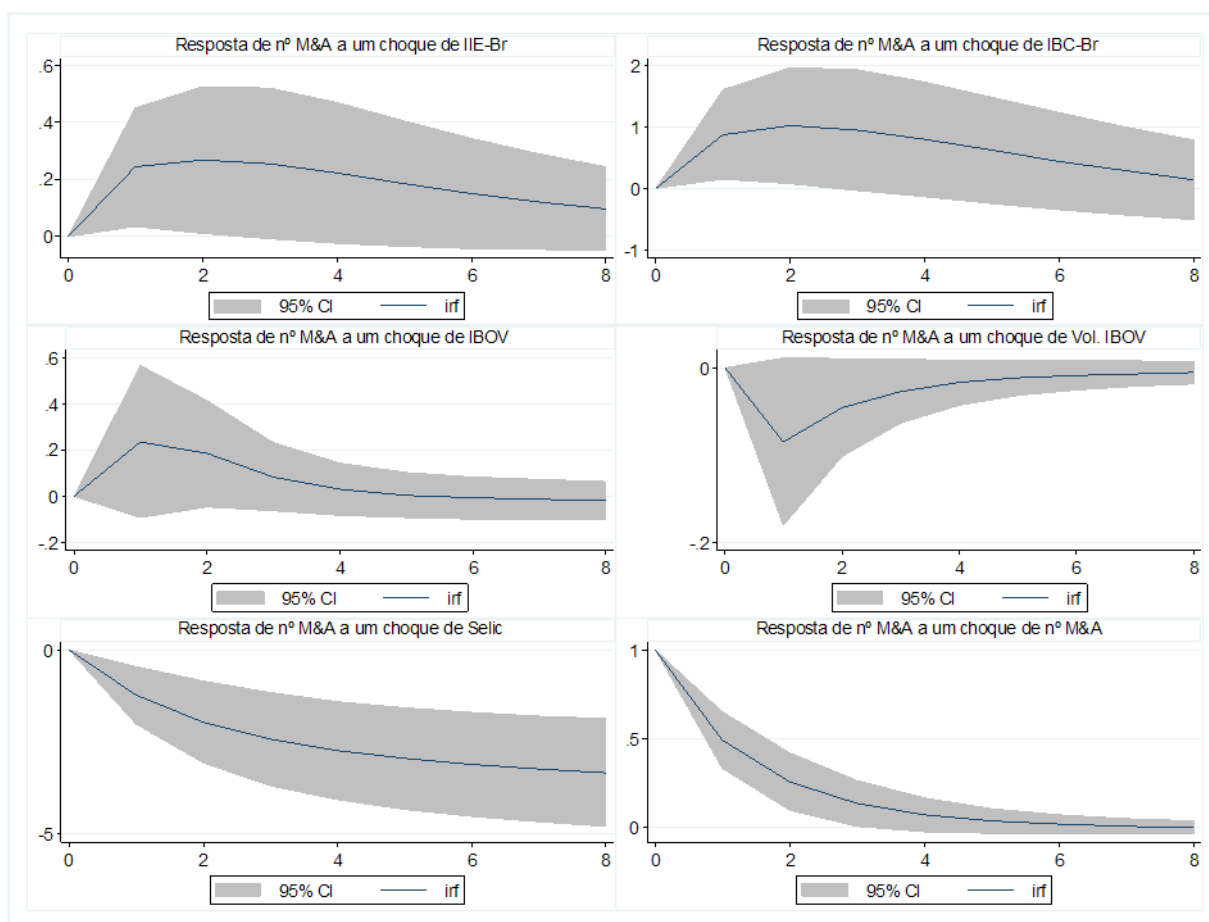
Com a aplicação do modelo VAR, os objetivos desta pesquisa serão atendidos por meio da análise da Função de Resposta a Impulsos. A modelagem VAR, que é intensiva em parâmetros, produz relatórios extensos relativos aos coeficientes estimados para o sistema de equações, que, muitas vezes, não possuem interpretação direta (Lamounier & Nogueira, 2007). Sendo assim, os gráficos da IRF e IRF acumulada analisados nas figuras 3 e 4, respectivamente, são os que tiveram a variável “número de anúncios de M&A” como variável resposta. A figura 3 permite observar, para cada relação analisada, os efeitos subsequentes dos choques e a rapidez com a qual eles são absorvidos no tempo. Por sua vez, A figura 4 auxilia na interpretação do efeito dos impulsos acumulando as respostas no período demonstrado no gráfico.

No geral, os resultados não suportam a hipótese de que choques de incerteza da economia produzem impulso negativo no volume de anúncios de M&A no Brasil. A estimação mostra que, *ceteris paribus*, um choque de IIE-Br tem efeito positivo e significativo no volume de anúncios de M&A nos meses subsequentes. Na figura 3, observa-se que o impulso é ascendente até o mês 2 e, a partir daí, declina gradualmente, mas, com efeito persistente para além de 8 meses até alcançar-se um estado estável.

Acumulando as respostas em 8 meses após o choque de IIE-Br (figura 4), tem-se que o aumento inesperado de 1 unidade nesse índice está associado a um aumento estimado de 1,54 anúncios ao longo desse período. Dessa forma, na presença de choques de IIE-Br, os anúncios de M&A tendem a aumentar no curto e no longo prazo. Esses resultados se diferem das evidências de Bonaime et al. (2018), que sugeriram um efeito negativo nesse relacionamento para os EUA. A dinâmica econômica de mercados emergentes, como o do Brasil, pode endereçar resultados divergentes das evidências empíricas de outros mercados mais desenvolvidos (Schwarz & Dalmácio, 2020). Ademais, um dos fatores que podem encorajar as M&A, ligado a razões políticas e institucionais, é o comportamento mimético que as empresas assumem ao tentar seguir umas às outras (Wood Jr et al., 2004), que pode se constituir em uma resposta à incerteza no ambiente (DiMaggio & Powell, 1983). Esse comportamento também pode ser impulsionado pela relação de agência, que leva a um aumento das M&A em cenários de incerteza (Duchin & Schmidt, 2013). Outra possibilidade de interpretação nesses resultados se dá pela possibilidade de que em um ambiente de maior incerteza algumas empresas menos capitalizadas podem se tornar mais “baratas” e propensas a serem adquiridas por firmas com maior capacidade de enfrentamento de crises e dificuldades financeiras. Esta é uma situação bastante plausível dada a natureza de

concentração de mercado que processos de Fusões & Aquisições ensejam com firmas maiores e mais sólidas adquirindo seus concorrentes e/ou firmas interacionadas.

Essa constatação está ligada à corrente teórica neoclássica destacada por Harford (2005), de que os choques derivados de distúrbios econômicos levam a reorganização industrial por meio das M&A e conduzem a mudança para o novo ambiente institucional. A mudança dentro dessa perspectiva é condicionada pela oferta monetária na economia. Essas condições se fazem presentes no contexto analisado, como se pode observar na figura 2, anteriormente, a taxa Selic teve redução substancial a partir do ano de 2016. Além disso, os resultados apontam uma forte relação negativa entre a taxa de juros e o número de M&A. A conjuntura Brasileira no período analisado pode justificar a relação encontrada entre o nº de operações de M&A e o IIE-Br.



**Figura 3:** Resposta do número de anúncios de M&A aos impulsos de incerteza da economia e fatores macroeconômicos e de mercado.

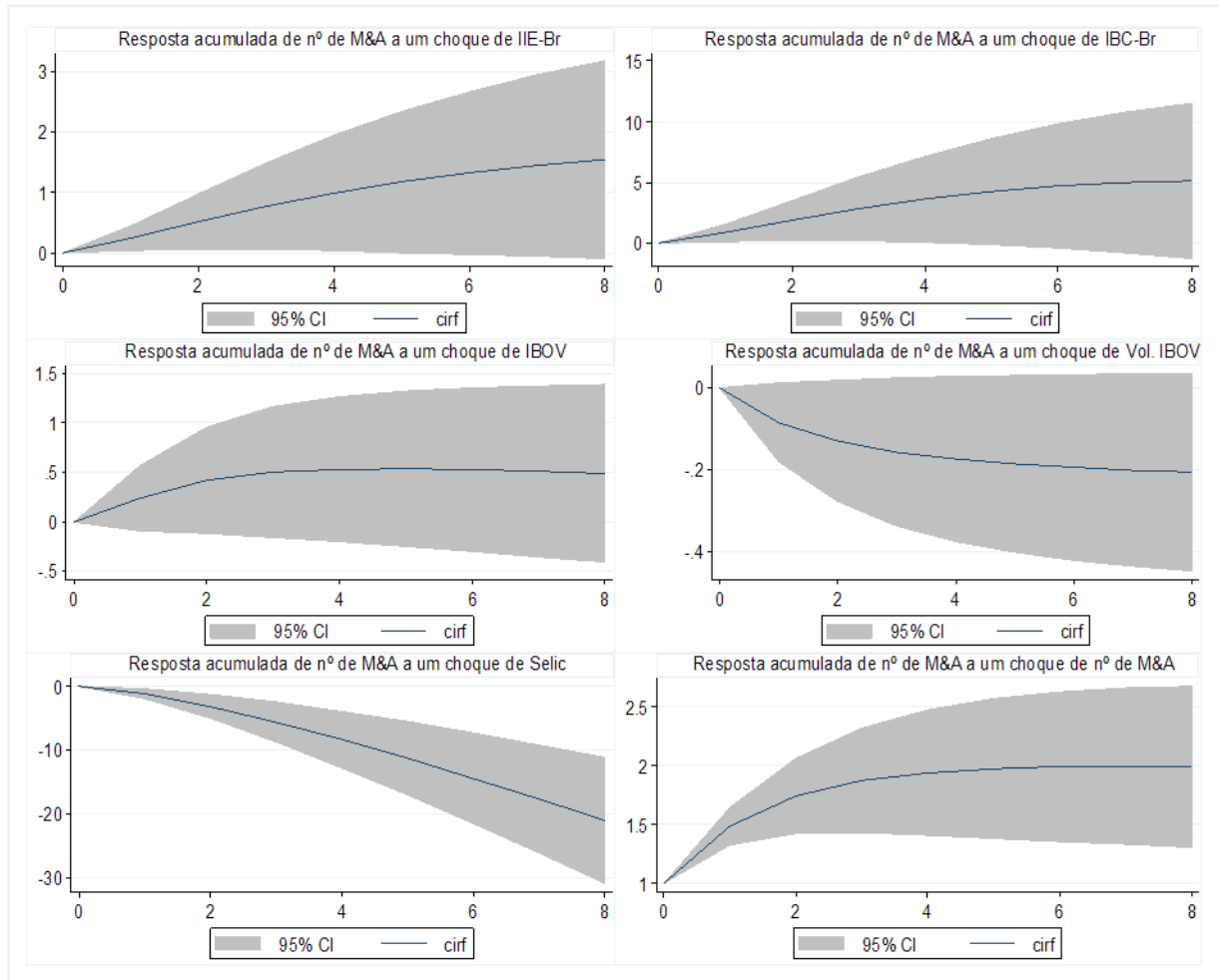
**Fonte:** Resultados da pesquisa.

Observa-se que os anúncios de M&A são mais responsivos aos fatores macroeconômicos IBC-Br e taxa Selic. Um choque na atividade econômica conduz a um aumento persistente das M&A nos próximos meses. Ao contrário, um choque na taxa Selic gera efeito negativo e persistente nas M&A.

Acumulando as repostas em 8 meses após um choque do IBC-Br (figura 4), tem-se que o aumento inesperado de 1 unidade nesse índice leva a um aumento estimado de 5,15 anúncios, aproximadamente ao longo desse período. No caso da taxa Selic, esse efeito é contrário e mais intenso. Tem-se que o aumento inesperado em 1% na taxa leva a uma redução estimada de 21 anúncios, aproximadamente, ao longo de 8 meses. Essas mesmas



relações foram constatadas por Boateng et al. (2014), no contexto do mercado de M&A do Reino Unido, corroborando que tais fatores macroeconômicos são importantes impulsionadores das M&A e possuem efeito semelhante, independentemente das diferenças institucionais entre os países.



**Figura 4: Resposta acumulada do número de anúncios de M&A aos impulsos de incerteza da economia e fatores macroeconômicos e de mercado.**

**Fonte:** Resultados da pesquisa.

No caso dos fatores de mercado retorno e volatilidade do IBOV, foi constatado que os anúncios de M&A são menos responsivos a choques nessas variáveis, que são rapidamente absorvidos logo nos primeiros meses (figura 3). Acumulando as repostas em 8 meses após o choque dos retornos do IBOV (figura 4), tem-se que o aumento inesperado de 1% no retorno mensal leva a um aumento estimado de 0,49 anúncios, aproximadamente ao longo desse período. No caso da volatilidade, tem-se que o aumento inesperado de 1% leva a uma redução 0,20 anúncios, aproximadamente ao longo de 8 meses. A relação constatada é consistente com a perspectiva comportamental de que as ondas de M&A estão associadas aos momentos de alta do mercado (Shleifer & Vishny, 2003), mas de forma fraca neste contexto e no período analisado para o cenário Brasileiro. Ressalta-se os anúncios de M&A analisados não se restringem apenas a empresas negociadas na bolsa. Tal fato, associado a um mercado de capitais ainda em desenvolvimento no Brasil, pode ter contribuído para a relação fraca, diferentemente do que é constatado em países desenvolvido, como demonstrado por Boateng et al. (2014), a variável de mercado é um dos fatores mais impactantes.

Por fim, a última relação demonstrada nas figuras 3 e 4 fornece indícios de um comportamento mimético das empresas que praticam os anúncios de M&A, uma vez que aumentos inesperados no número de anúncios levam a um subsequente aumento nesse número.

## 5 Considerações Finais

Este estudo é o primeiro de que se tem conhecimento a fornecer evidências do efeito de choques de fatores macroeconômicos nas atividades de M&A futuras no cenário brasileiro, com enfoque especial para o fator de Incerteza Econômica. Os resultados forneceram evidências para rejeitar-se a hipótese de pesquisa de que os choques de incerteza da economia impulsionam negativamente o volume agregado de operações de M&A de empresas no Brasil. Nesse sentido, aumentos inesperados na Incerteza Econômica podem contribuir para o aumento dos anúncios nos meses subsequentes. Uma possibilidade de explicação para esses resultados se dá pela possibilidade de que em um ambiente de maior incerteza algumas empresas menos capitalizadas se tornam mais “baratas” e propensas a serem adquiridas por firmas com maior capacidade de enfrentamento de crises e dificuldades financeiras. Situação essa bastante plausível dada a realidade da economia brasileira e a tendência de concentração de mercado por meio de Fusões & Aquisições, com firmas maiores e mais sólidas adquirindo seus concorrentes e/ou firmas interacionadas.

Tais evidências possuem maior aderência com a vertente neoclássica de explicação das fontes de variação na atividade de M&A, no caso do cenário brasileiro nas condições e no período analisado. É importante destacar que a hipótese neoclássica é condicionada à disponibilidade de crédito na economia, condição esta que se faz presente nesse cenário analisado, refletido na queda da taxa Selic nos últimos anos.

Essas constatações fornecem indícios em alguns aspectos para o cenário brasileiro, que podem ser verificados especificamente em possibilidades futuras de pesquisa: a incerteza desencadeia um comportamento mimético que encoraja os gestores a seguir as empresas líderes na indústria; as M&A são um instrumento que facilita a mudança para o novo ambiente institucional, refletido no ambiente competitivo das empresas na indústria afetado pela incerteza da economia; conflitos de agência podem estar presentes nesse contexto, pois a incerteza pode levar a decisões irracionais dos gestores que precisam se destacar nesse momento para garantirem a sua estabilidade; os momentos de alta no mercado de ações estão relacionados de forma fraca com as ondas de F&A no Brasil.

Ademais, novos estudos podem contribuir para fortalecer essas evidências, verificando se o pagamento dos acordos é feito em caixa, aderindo-se, assim, à hipótese neoclássica. Outros estudos podem segregar os acordos que envolvem *targets* nacionais ou internacionais (*cross boarder's M&A*) e verificar as diferenças dos efeitos macroeconômicos e a influência da incerteza econômica de outros países e global nessas negociações.

## Referências

- Akron, S., Demir, E., Díez-Esteban, J. M., & García-Gómez, C. D. (2020). Economic policy uncertainty and corporate investment: Evidence from the U.S. hospitality industry. *Tourism Management*, 77, 104019. <https://doi.org/10.1016/j.tourman.2019.104019>
- Attig, N., El Ghouli, S., Guedhami, O., & Zheng, X. (2021). Dividends and economic policy uncertainty: International evidence. *Journal of Corporate Finance*, 66, 101785. <https://doi.org/10.1016/j.jcorpfin.2020.101785>

- Baker, S. R., Bloom, N., & Davis, S. J. (2016). Measuring Economic Policy Uncertainty. *The Quarterly Journal of Economics*, 131(4), 1593–1636. <https://doi.org/10.1093/qje/qjw024>
- Boateng, A., Hua, X., Uddin, M., & Du, M. (2014). Home country macroeconomic factors on outward cross-border mergers and acquisitions: Evidence from the UK. *Research in International Business and Finance*, 30, 202–216. <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2013.08.001>
- Bonaime, A., Gulen, H., & Ion, M. (2018). Does policy uncertainty affect mergers and acquisitions? *Journal of Financial Economics*, 129(3), 531–558. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2018.05.007>
- Brealey, R., Myers, S., Allen, F., Menezes, R. S. de, & Douat, J. C. (2018). *Princípios de Finanças Corporativas* (12ª edição). AMGH.
- Brooks, C. (2019). *Introductory Econometrics for Finance* (4º ed). Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/9781108524872>
- Bueno, R. D. L. D. S. (2011). *Econometria De Séries Temporais* (2ª Edição Revista E Atualizada). Cengage Learning.
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1981). Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Econometrica*, 49(4), 1057–1072. <https://doi.org/10.2307/1912517>
- DiMaggio, P. J., & Powell, W. W. (1983). The Iron Cage Revisited: Institutional Isomorphism and Collective Rationality in Organizational Fields. *American Sociological Review*, 48(2), 147–160. JSTOR. <https://doi.org/10.2307/2095101>
- Duchin, R., & Schmidt, B. (2013). Riding the merger wave: Uncertainty, reduced monitoring, and bad acquisitions. *Journal of Financial Economics*, 107(1), 69–88. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2012.07.003>
- Duong, H. N., Nguyen, J. H., Nguyen, M., & Rhee, S. G. (2020). Navigating through economic policy uncertainty: The role of corporate cash holdings. *Journal of Corporate Finance*, 62, 101607. <https://doi.org/10.1016/j.jcorpfin.2020.101607>
- Ferreira, P. C., Vieira, R. M. B., Silva, F. B., & Oliveira, I. C. L. (2019). Measuring Brazilian Economic Uncertainty. *Journal of Business Cycle Research*, 15(1), 25–40.
- Gouveia, A. C. (2021). *Incerteza no Brasil é uma das mais resistentes na queda*. Blog do IBRE. <https://blogdoibre.fgv.br/posts/incerteza-no-brasil-e-uma-das-mais-resistentes-na-queda>
- Granger, C. W. J. (1969). Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods. *Econometrica*, 37(3), 424–438. <https://doi.org/10.2307/1912791>
- Gugler, K., Mueller, D. C., & Weichselbaumer, M. (2012). The determinants of merger waves: An international perspective. *International Journal of Industrial Organization*, 30(1), 1–15. <https://doi.org/10.1016/j.ijindorg.2011.04.006>
- Gulen, H., & Ion, M. (2015). Policy Uncertainty and Corporate Investment. *The Review of Financial Studies*, 29(3), 523–564. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhv050>
- Harford, J. (2005). What drives merger waves? *Journal of Financial Economics*, 77(3), 529–560. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2004.05.004>

- Heij, C., Boer, P. de, & Franses, P. H. (2004). *Econometric Methods with Applications in Business and Economics* (Illustrated edição). Oxford University Press, USA.
- Ibrahim, Y., & Raji, J. O. (2018). Cross-border merger and acquisition activities in Asia: The role of macroeconomic factors. *Studies in Economics and Finance*, 35(2), 307–329. Scopus. <https://doi.org/10.1108/SEF-06-2017-0146>
- Kinateder, H., Fabich, M., & Wagner, N. (2017). Domestic mergers and acquisitions in BRICS countries: Acquirers and targets. *Emerging Markets Review*, 32, 190–199. <https://doi.org/10.1016/j.ememar.2017.06.005>
- Lamounier, W. M., & Nogueira, E. M. (2007). Causalidade entre os retornos de mercados de capitais emergentes e desenvolvidos. *Revista Contabilidade & Finanças*, 18, 34–48. <https://doi.org/10.1590/S1519-70772007000100004>
- Li, X.-M., & Qiu, M. (2021). The joint effects of economic policy uncertainty and firm characteristics on capital structure: Evidence from US firms. *Journal of International Money and Finance*, 110, 102279. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2020.102279>
- Phillips, P. C. B., & Perron, P. (1988). Testing for a Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika*, 75(2), 335–346. <https://doi.org/10.2307/2336182>
- PricewaterhouseCoopers. (2021a). *Fusões & Aquisições no Brasil—Março 2021*. PwC. <https://www.pwc.com.br/pt/estudos/servicos/assessoria-tributaria-societaria/fusoes-aquisicoes/2021/fusoes-e-aquisicoes-no-brasil-marco-21.html>
- PricewaterhouseCoopers. (2021b). *Fusões e Aquisições no Brasil—Dezembro 2020*. PwC. <https://www.pwc.com.br/pt/estudos/servicos/assessoria-tributaria-societaria/fusoes-aquisicoes/2020/fusoes-e-aquisicoes-no-brasil-dezembro-20.html>
- Rhodes-Kropf, M., & Viswanathan, S. (2004). Market Valuation and Merger Waves. *The Journal of Finance*, 59(6), 2685–2718.
- Roma, C. M. da S., Louzada, L. C., Roma, P. M. da S., Goto, H., & Souma, W. (2020). Earnings management, policy uncertainty and firm life cycle stages: Evidence from publicly traded companies in the USA and Brazil. *Journal of Financial Economic Policy*. <https://doi.org/10.1108/JFEP-02-2020-0031>
- Schwarz, L. A. D., & Dalmácio, F. Z. (2020). The relationship between economic policy uncertainty and corporate leverage: Evidence from Brazil. *Finance Research Letters*, 101676. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2020.101676>
- Schymura, L. G. (2019). O que explica as diferenças na trajetória da incerteza no mundo e no Brasil? *Revista Conjuntura Econômica*, 73(12), 6–9.
- Shleifer, A., & Vishny, R. W. (2003). Stock market driven acquisitions. *Journal of Financial Economics*, 70(3), 295–311. [https://doi.org/10.1016/S0304-405X\(03\)00211-3](https://doi.org/10.1016/S0304-405X(03)00211-3)
- Souza Jr., J. R., Cavalcanti, M., Levy, P., & Carvalho, L. (2021). *Visão Geral da Conjuntura* (Nº 50; Carta de Conjuntura). IPEA. <https://www.ipea.gov.br/cartadeconjuntura/index.php/category/sumario-executivo/>
- Tsay, R. S. (2010). *Analysis of Financial Time Series* (3rd ed.). John Wiley & Sons.
- Wood Jr, T., Caldas, M. P., & Vasconcelos, F. C. (2004). Fusões e Aquisições no Brasil. *GV-executivo*, 2(4). <https://rae.fgv.br/gv-executivo/vol2-num4-2003/fusoes-aquisicoes-no-brasil>

Xie, E., Reddy, K. S., & Liang, J. (2017). Country-specific determinants of cross-border mergers and acquisitions: A comprehensive review and future research directions. *Journal of World Business*, 52(2), 127–183. <https://doi.org/10.1016/j.jwb.2016.12.005>