



BBR. Brazilian Business Review

ISSN: 1807-734X

Fucape Business School

Batista, Alexandre Teixeira Norberto; Lamounier, Wagner Moura; Mário, Poueri do Carmo
Does Economic Policy Uncertainty Affect M&A Operations? Evidence from the Brazilian Market

BBR. Brazilian Business Review, vol. 20, núm. 2, 2023, Março-Abril, pp. 133-156

Fucape Business School

DOI: <https://doi.org/10.15728/bbr.2023.20.2.2.en>

Disponível em: <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=123075339002>

- ▶ Como citar este artigo
- ▶ Número completo
- ▶ Mais informações do artigo
- ▶ Site da revista em redalyc.org

LUZEM redalyc.org

Sistema de Informação Científica Redalyc

Rede de Revistas Científicas da América Latina e do Caribe, Espanha e Portugal

Sem fins lucrativos acadêmica projeto, desenvolvido no âmbito da iniciativa
acesso aberto

ARTIGO

A Incerteza da Política Econômica Afeta Operações de Fusões e Aquisições? Evidências do Mercado Brasileiro

Alexandre Teixeira Norberto Batista¹
alexandretnb@yahoo.com.br |  0000-0003-1490-1662

Wagner Moura Lamounier¹
wagner@face.ufmg.br |  0000-0001-7154-6877

Poueri do Carmo Mário¹
poueri@gmail.com |  0000-0003-4307-6040

RESUMO

O objetivo deste trabalho foi investigar o efeito da Incerteza da Política Econômica nas operações de Fusões e Aquisições de empresas listadas no Brasil. Para isso, aplicou-se um modelo de regressão logística binomial que verifica o impacto da Incerteza da Política Econômica na propensão para Fusões e Aquisições no ano seguinte. Utilizando uma amostra de 128 empresas não financeiras de capital aberto, no período de 2010 a 2018, identificou-se que a Incerteza da Política Econômica reduz a propensão de as firmas adquirentes se engajarem nas atividades de Fusões e Aquisições. A métrica alternativa utilizada como *proxy* de incerteza, o Indicador de Incerteza da Economia - Brasil, não foi estatisticamente significativa. Os resultados são consistentes com as evidências internacionais. Este estudo propõe um modelo híbrido que pode ser empregado para estimar a propensão para Fusões e Aquisições em outros contextos. Ademais, contribui com uma série de discussões emergentes sobre os fatores desencadeados pela incerteza da política econômica que podem alterar a dinâmica das decisões corporativas.

PALAVRAS-CHAVE

Investimentos Corporativos, Opções Reais, Incerteza Política

¹Universidade Federal de Minas Gerais,
Belo Horizonte, MG, Brazil

Recebido: 14/12/2021.
Revisado: 31/03/2022.
Aceito: 28/04/2022.
Publicado Online em: 17/02/2023.
DOI: <http://dx.doi.org/10.15728/bbr.2023.20.2.2.pt>



1. INTRODUÇÃO

Uma das formas mais relevantes de investimentos corporativos são as operações de Fusões e Aquisições (F&A), formas de combinações de negócios em que uma empresa (adquirente) passa a ter o controle sobre outra (alvo) por meio da compra de seus ativos, ou quando duas empresas se unem para formar um novo negócio, dentre outras possibilidades. Tais investimentos se destacam pela sua magnitude, implicações estratégicas no nível da indústria e no nível corporativo, e pela sua irreversibilidade total ou parcial (Nguyen & Phan, 2017). Essa última característica implica que, caso os gestores da firma adquirente mudem de ideia após o fechamento do acordo com a firma-alvo, não será possível reaver facilmente o capital aplicado. Dessa forma, quando há incerteza associada ao valor da firma-alvo, os gestores podem optar por atrasar os investimentos para esperar por informações mais precisas (Bernanke, 1983; Dixit & Pindyck, 1994).

A abordagem das Opções Reais para os investimentos sugere que a incerteza pode ser uma importante fonte de variação nas atividades de F&A. Dentro desse contexto, é importante destacar a diferença entre risco e incerteza conforme a Teoria Econômica (Knight, 1921). O risco é a probabilidade de ocorrência de um evento indesejado, considerando que a sua concepção e de possibilidades alternativas são conhecidas pelos investidores no presente. Ao passo que a incerteza é a incapacidade de prever que um determinado evento ocorra, impedindo que os investidores reajam antecipadamente de forma acurada. Nessas circunstâncias, uma nova informação só poderá ser conhecida com a experimentação de tal evento. Por isso, um ambiente marcado por incerteza acentuada aparenta atrasar os investimentos independentemente da consideração de risco da operação (Bernanke, 1983), uma vez que os agentes podem preferir esperar para ver como o futuro se revelará.

Essa discussão foi retomada recentemente (Nguyen & Phan, 2017) em função do desenvolvimento de um índice com capacidade de captar a incerteza percebida na dimensão política e econômica, o *Economic Policy Uncertainty Index* (EPU) (Baker et al., 2016). Calculado para vários países, o EPU busca mensurar a incerteza gerada pelas ações governamentais no cenário econômico e tem se mostrado fortemente relacionado com as decisões corporativas (Attig et al., 2021; Duong et al., 2020; Roma et al., 2020; Schwarz & Dalmácio, 2020). A partir da criação do índice por Baker et al. (2016) e da sua importância reconhecida, outros índices de incerteza derivados deste foram desenvolvidos considerando adaptações e particularidades locais, como o Indicador de Incerteza da Economia – Brasil (IIE-Br), para o cenário econômico brasileiro (Ferreira et al, 2019).

Poucos estudos no mundo até então contribuíram para a discussão do relacionamento entre EPU e F&A, e geralmente constataram que há uma associação negativa (Bonaime et al., 2018; Borthwick et al., 2020; Nguyen & Phan, 2017). Segundo Borthwick et al. (2020), uma das razões dessa relação é que a imprevisibilidade das mudanças nas políticas governamentais pode afetar o valor das firmas-alvo em processos de F&A. Essas mudanças podem estar relacionadas a políticas macroeconômicas tributárias, monetárias, regulatórias e a gastos do governo. Dessa forma, as firmas adquirentes podem preferir postergar os seus investimentos para quando essas políticas estiverem bem resolvidas (Borthwick et al., 2020). Isso também pode implicar acordos sendo perdidos em vez de postergados (Bonaime et al., 2018).

É intrigante para os pesquisadores que a evolução histórica dos acordos de F&A ocorre no formato de “ondas”, que estão correlacionadas com aumentos nos índices de mercado das empresas de capital aberto, como o preço das ações e o índice preço/lucro, de acordo com evidências no mercado de capitais de países desenvolvidos (Gugler et al., 2012; Shleifer & Vishny, 2003). Cortés et al. (2017) também identificaram esse padrão na evolução das F&A de países da

América Latina. Nesses países, as ondas iniciaram a partir dos anos 2000 e foram possivelmente impulsionadas pelas ondas internacionais, e isso implica que mudanças macroeconômicas e no ambiente de negócios globais podem ser determinantes das operações de F&A em economias emergentes (Cortés et al., 2017).

O caso do Brasil se enquadra nas evidências para mercados emergentes e, segundo Wood et al. (2004), foi motivado pela liberalização da economia, favorecendo as F&A, com a desregulamentação dos mercados locais, programas de privatização e o aumento nos níveis de competição internacional, que forçou as empresas domésticas a se engajarem nessas atividades. Com os apontamentos de Wood et al. (2004), é possível deduzir, hipoteticamente, que a primeira onda de F&A no Brasil foi desencadeada principalmente por fatores derivados da política econômica, fato que enseja uma investigação empírica.

O país apresentou recorde da série histórica de operações de F&A com o anúncio de 1038 transações em 2020, aumento de 14% em relação a 2019 e 48% superior em relação à média dos últimos cinco anos (2019-2015), segundo a consultoria *Pricewaterhouse Coopers* (PricewaterhouseCoopers, 2021). Ressalta-se que esse pico nas operações de F&A ocorreu em meio a um cenário de recessão da economia, com a redução do nível de atividade econômica, aumento nos índices de preços aos consumidores, aumento na taxa de desemprego e desequilíbrio fiscal, apesar de novas projeções apontarem para uma trajetória de recuperação em 2021 (Souza Jr. et al., 2021).

Concomitante ao cenário brasileiro de recessão dos últimos anos, os índices de incerteza do Brasil também sofreram alta volatilidade, alcançando valores extremos e faixas superiores aos habituais, a partir do ano de 2015. Boa parte disso se deu em função da instabilidade política e fiscal desse período, que foi marcado por um processo de *impeachment* presidencial, escândalos de corrupção deflagrados, protestos generalizados e eleições com elevada polarização política (Gouveia, 2020).

Dessa forma, o cenário brasileiro pode ser propício à investigação sobre a possibilidade de a incerteza da política econômica afetar as atividades de F&A em um país. Nesse contexto, elabora-se a seguinte questão norteadora desta pesquisa: ***Quais os efeitos da incerteza da política econômica sobre as operações de fusões e aquisições de empresas no mercado brasileiro?*** Com isso, o objetivo deste trabalho é investigar o efeito da incerteza da política econômica nas operações de fusões e aquisições das empresas listadas no Brasil nos últimos anos.

Aplicando um modelo de regressão logística binomial com uma amostra de 128 empresas brasileiras negociadas na B3, no período de 2010 a 2019, identificou-se que a incerteza da política econômica, medida pelo EPU, tem efeito negativo na propensão das empresas adquirentes se engajarem nas atividades de F&A no ano seguinte. O efeito se manteve negativo e significativo para diferentes especificações dos modelos, no entanto a variável de incerteza alternativa, o IIE-Br, não apresentou significância estatística. Os resultados foram consistentes com as evidências internacionais, apesar das diferenças institucionais entre os países. Cabe também destacar que o nível de significância estatística adotado para interpretação dos resultados no Brasil é menos rigoroso que nos estudos internacionais para os EUA e China. Uma limitação que contribui para isso é a impossibilidade de utilização de dados de uma ampla gama de empresas adquirentes no país, como nos estudos internacionais, estando as inferências limitadas ao recorte amostral de empresas de capital aberto. Mesmo assim, este estudo aponta indícios para um efeito negativo da EPU sobre as F&A, que pode ser explorado em estudos futuros. Ademais, apresentado um quadro comparativo entre os resultados dos estudos que já testaram essa relação com F&As domésticas, constando as variáveis que foram empregadas nos modelos.

Este estudo contribui dentro de uma série de estudos emergentes na literatura de Finanças Corporativas, ainda incipientes no Brasil, sobre fatores desencadeados pela incerteza da política econômica que podem alterar a dinâmica convencional das decisões financeiras. Especificamente, contribui para o melhor entendimento das razões pelas quais as empresas buscam (ou não) os processos de fusão e aquisição, com destaque para fatores externos políticos e institucionais. Ademais, traz a proposição de um modelo híbrido que pode ser empregado para investigar a propensão para F&A e o efeito de outros fatores (macroeconômicos, institucionais, da indústria e no nível das firmas) sobre essas atividades.

2. REFERENCIAL TEÓRICO

2.1. INCERTEZA COMO FONTE DE VARIAÇÃO DAS ATIVIDADES DE FUSÕES E AQUISIÇÕES

As operações de F&A permitem que as firmas consolidem seus objetivos estratégicos de longo prazo. A combinação de negócios pode proporcionar poder de mercado no mesmo setor ou na formação de conglomerados, ganhos de benefícios de sinergia na forma de maior crescimento ou economias de escala, e reflexos positivos nos retornos, colocando a firma-alvo sob uma gestão mais experiente (Damodaran, 2008). Dessa forma, as atividades de F&A podem movimentar a economia e gerar interesse para analistas, acadêmicos e formuladores de políticas (Bonaime et al., 2018).

Wood et al. (2004) listaram algumas razões para a prática de F&A, as quais podem ser organizadas em dois grupos: (i) Razões estratégicas, envolvendo a antecipação a um movimento dos concorrentes; intensidade da competição, com surgimento de novos entrantes e substitutos; e necessidade de gerar economias de escala. (ii) Razões políticas e institucionais, que envolvem a influência dos acionistas e outros *Stakeholders* primários como, parceiros governamentais e de negócios; motivos políticos de dentro da organização; e a tendência das empresas de seguirem umas às outras, levando a um comportamento mimético.

Esse último comportamento é particularmente interessante no contexto desta pesquisa, pois tomar outras organizações como modelo, pode se constituir em uma resposta à incerteza (DiMaggio & Powell, 1983). Alguns estudos previram uma associação positiva entre incerteza e operações de F&A (Duchin & Schmidt, 2013; Sha et al., 2020).

Por outro lado, a abordagem mais convencional e utilizada para explicar essa relação é a Teoria das Opções Reais (Bernanke, 1983; Dixit & Pindyck, 1994), que prevê uma relação negativa. Essa vertente teórica sinaliza que os investimentos corporativos reais reagem negativamente à incerteza, pois, em função da sua irreversibilidade, as firmas podem preferir manter suas disponibilidades para fins de prevenção e/ou especulação e redução de riscos (Duong et al., 2020). Nessas circunstâncias, as firmas teriam incentivos para postergar as suas aquisições, pois a opção de espera por novas informações é valorizada nesse contexto (Bonaime et al., 2018). Novos estudos contribuem para essa discussão corrente, relacionando uma fonte específica da incerteza, na sua dimensão política, em função da métrica EPU desenvolvida por Baker et al. (2016).

Tais estudos empíricos têm confirmado a hipótese teórica de que a incerteza da política econômica geralmente pode atrasar os investimentos corporativos (Akron et al., 2020; Chen et al., 2020; Gulen & Ion, 2015; Wang et al., 2014), com algumas exceções (Liu et al., 2020). Especificamente com as Fusões e Aquisições, utilizando uma amostra de empresas americanas ao longo do período de 1986 a 2014, Nguyen e Phan (2017) identificaram que a incerteza da política econômica está negativamente relacionada à propensão de adquirir outras firmas e está

positivamente relacionada ao tempo gasto para concluir os negócios. Os autores ainda constataram que a incerteza motiva as firmas adquirentes a utilizar ações como forma de pagamento e a pagar menores prêmios de aquisição.

Avançando nessa linha, Bonaime et al. (2018) constataram uma forte associação negativa entre a incerteza da política econômica e a atividade de F&A com uma amostra específica de empresas dos EUA e em nível macroeconômico, considerando todos os anúncios realizados no país. Consistente com a Teoria das Opções Reais, os autores identificaram que esse efeito é intensificado para negócios menos reversíveis. Por outro lado, o efeito é atenuado para negócios que não podem ser atrasados em função do nível de concorrência. A análise em nível macroeconômico, a partir de um modelo de Vetores Autorregressivos (VAR), mostrou que tanto o valor agregado das transações quanto o número total de transações respondem negativamente a um choque de incerteza da política econômica, com efeito persistente de até 12 meses à frente.

Replicando o estudo de Bonaime et al. (2018), Borthwick et al. (2020) investigaram essa relação no mercado de F&A da China. Os autores identificaram que a incerteza da política econômica reduziu a probabilidade de fusões e aquisições no ano seguinte entre as empresas Chinesas, confirmando a existência de um efeito negativo.

Dessa forma, consistente com a corrente de evidências empíricas e discussões sobre o relacionamento geral entre as variáveis de interesse neste estudo, propõe-se a seguinte hipótese de pesquisa:

- **(H1)** *As empresas brasileiras de capital aberto reduzem as atividades de fusões e aquisições em resposta a uma maior incerteza sobre a política econômica.*

2.2. INCERTEZA DA POLÍTICA ECONÔMICA

A incerteza tem sido alvo de diversas contribuições na área de macro finanças (Barboza & Zilberman, 2018; Godeiro & Lima, 2020; Pereira, 2001; Souza et al., 2019; Zerbinatti et al., 2021). No cenário brasileiro, Barboza e Zilberman (2018) investigaram os impactos da incerteza na atividade econômica e atestaram que há um efeito contracionista, tanto da incerteza doméstica (em maior intensidade) quanto da incerteza externa. Nesse mesmo cenário, foi evidenciado o padrão contracíclico da incerteza e mostrado que elevações na sua magnitude precedem crises econômicas (Godeiro & Lima, 2017). Usando modelos de volatilidade condicional para construir *proxies* de incerteza a partir de variáveis macroeconômicas, estudos do início dos anos 2000 já mostravam que o investimento é negativamente afetado pela incerteza, corroborando a teoria econômica para o Brasil (Pereira, 2001).

Com a evolução da capacidade computacional recentemente, associada a críticas sobre a utilização de *proxies* de incerteza baseadas em volatilidade (Godeiro & Lima, 2017), medidas próprias de incerteza puderam ser desenvolvidas a partir de técnicas as quais permitem capturá-la em dimensões mais específicas, como da política econômica (Baker et al., 2016), que é destaque deste manuscrito.

A condução da política econômica por parte do governo impacta o comportamento do mercado financeiro e das empresas, que devem responder às ações governamentais. Tal impacto pode ser intensificado quando há incerteza sobre quem tomará as decisões na política, quando e quais decisões serão tomadas e seus efeitos subsequentes na economia (Baker et al., 2016). A incapacidade de prever essas características pode ser sinalizada com decisões preventivas e/ou

de precaução para amortecer os choques derivados da incerteza e reduzir riscos. As empresas podem aumentar as suas disponibilidades de caixa (Demir & Ersan, 2017; Duong et al., 2020), aumentar os seus níveis de *payout* (Attig et al., 2021), reduzir os níveis de financiamento (Zhang et al., 2015) e atrasar os seus investimentos (Akron et al., 2020; Gulen & Ion, 2015), incluindo as operações de F&A (Bonaime et al., 2018; Nguyen & Phan, 2017).

A incerteza é um constructo não observável diretamente e, portanto, de difícil mensuração, frequentemente captado pela dispersão de expectativas macroeconômicas e volatilidade de preços dos ativos no mercado financeiro. No entanto, Baker et al. (2016) propuseram um indicador para essa quantificação, que se baseia na contagem da frequência de notícias em jornais que noticiam a incerteza no cenário político. Originalmente criado para os Estados Unidos, o EPU possui três tipos de componentes subjacentes: (i) o primeiro é um componente de análise textual, derivado dos resultados de busca nos dez maiores jornais do país, para obter a contagem mensal média de notícias que contém os termos “incerto” ou “incerteza” e “econômico” ou “economia”, juntamente com outros termos relevantes da política: “congresso”, “déficit”, “reserva federal”, “legislação”, “regulação”, ou “casa branca” (incluindo mais variantes para todos os termos); (ii) o segundo componente baseia-se em relatórios do *Congressional Budget Office* (CBO) que compila listas de disposições temporárias do código tributário federal, tendo em vista que medidas fiscais temporárias são uma fonte de incerteza para as empresas e as famílias; e (iii) o terceiro baseia-se na dispersão das previsões dos analistas de mercado sobre os níveis futuros do índice de preços ao consumidor e dos gastos do governo nas esferas federal, estadual e local (Baker et al. 2016).

Todos os componentes são divulgados separadamente e de forma agregada no sítio <https://www.policyuncertainty.com/>. Segundo Baker et al. (2016), a extensão da medida ao longo tempo e para os demais países concentrou-se apenas no componente (i) de mídia jornalística, e por isso podem ser também chamados de *Newspaper-based EPU*. O EPU para o Brasil é calculado oficialmente e divulgado no portal *policyuncertainty* com o componente (i), apenas, com adaptações para a realidade local nos termos da política buscados, usando arquivos do jornal “Folha de São Paulo” desde 1991.

Alternativamente, o Brasil conta com o Índice de Incerteza da Economia (IIE-Br), desenvolvido por Ferreira et al. (2019), o qual mede, no entanto, a incerteza econômica geral. O IIE-Br é produzido pelo Instituto Brasileiro de Economia – IBRE/FGV e compreende dois componentes, sendo o componente (i) de mídia (com ponderação de 80%) com a frequência de artigos mencionando a incerteza econômica nos seis maiores jornais de alta circulação do país, a saber: “Valor Econômico”, “Folha de São Paulo”, “Correio Brasiliense”, “Estadão”, “O Globo” e “Zero Hora”. Para endereçar a incerteza econômica, a análise textual compreende os termos “ECON” para economia e “INSTAB”, “INCERT” e “CRISE” para a incerteza. O segundo componente específico dessa métrica compreende um indicador de dispersão das previsões dos analistas de mercado sobre variáveis macroeconômicas: Taxa básica de juros (Selic), Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) e taxa de câmbio (PTAX) (Ferreira et al., 2019).

Tanto o EPU Brasil quando o IIE-Br capturam a volatilidade da percepção de incerteza nas suas dimensões política e econômica, respectivamente. Percebe-se uma maior variabilidade do índice EPU, quando comparadas as evoluções históricas das duas métricas. Apesar de serem medidas com metodologia semelhante, as diferenças nas suas magnitudes são condizentes com as suas finalidades e formas de cálculo, além do fato de que foram utilizados diferentes períodos para a sua padronização (o EPU Brasil tem início em 1991, enquanto o IIE-Br inicia em 2000). Ademais, o EPU tem maior ênfase na política econômica e pode sofrer algum viés de perspectiva da única fonte de notícias que contempla, que pode contribuir para sua maior volatilidade (Schymura, 2019). Na Figura 1 a seguir, observa-se a evolução da série histórica para os dois índices:

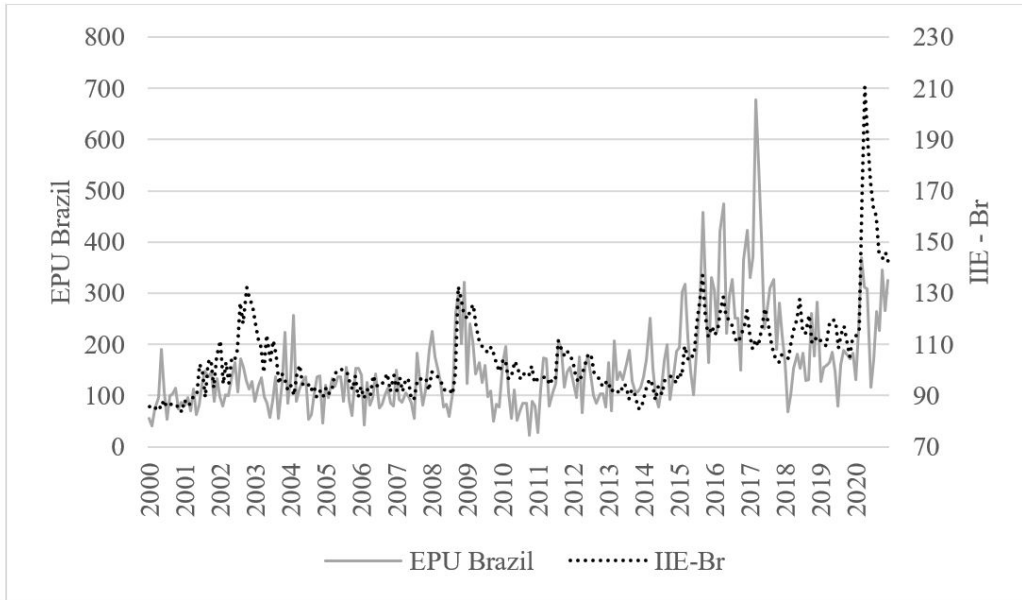


Figura 1. Série Histórica dos índices EPU Brasil e IIE-Br, desenvolvidos por Baker et al. (2016) e Ferreira et al. (2019).

Fonte: Dados disponíveis em *policyuncertainty.com*.

Percebe-se que ambos os índices possuem tendência de elevação persistente a partir de 2015. Essa elevação pode ser explicada pelo desgaste da situação política no período, que levou a vários eventos envolvendo atores políticos, além da perda do grau de investimento, com o rebaixamento do *rating* de crédito do Brasil pela *Standard & Poor's* (Schymura, 2019).

Dessa forma, os dois indicadores serão utilizados alternativamente como *proxies* da incerteza na análise econométrica deste estudo. Com isso, espera-se constatar possíveis diferenças na responsividade das operações de F&A, em relação à incerteza na dimensão política e econômica no Brasil.

3. METODOLOGIA

3.1. AMOSTRA E DEFINIÇÃO DAS VARIÁVEIS

Para alcance dos objetivos, esta investigação propõe modelos que estimam a propensão para F&A, baseados nos estudos de Bonaime et al. (2018), Borthwick et al. (2020), Nguyen e Phan (2017) e Sha et al. (2020), com adaptações para o mercado brasileiro e para os dados disponíveis. Para tal, foi empregada a regressão logística binomial na estimação dos parâmetros do modelo, para predição das probabilidades do anúncio de uma aquisição no ano seguinte ($t+n$) em função dos índices de incerteza EPU e IIE-Br em t , bem como variáveis de controle no nível da firma, da indústria e macroeconômicas, para uma amostra de empresas de capital aberto.

Inicialmente, foram coletados dados de nível das firmas de uma amostra de 172 empresas não financeiras de capital aberto listadas na Brasil, Bolsa, Balcão (B3). As empresas do setor financeiro foram excluídas, seguindo os estudos anteriores (Borthwick et al., 2020), mantendo-se a possibilidade de comparabilidade entre eles. O número de empresas é resultante de um filtro prévio, a partir da base Economática®, que considerou um total de 313 empresas não financeiras ao longo de 9 anos, de 2010 até 2018. Desse total, foram excluídas 141 empresas com patrimônio líquido a descoberto ou que não divulgaram informações financeiras em todos os exercícios, o

que poderia prejudicar a coleta dos indicadores. Nesse ponto, chegou-se a 1.548 observações de empresas/ano. Foi verificado, ainda, que nem todas essas empresas têm presença ativa nos pregões da bolsa de valores, o que poderia prejudicar a apuração dos seus índices de mercado. Com isso, delimitaram-se as observações para aquelas em que a empresa teve presença superior a 40% no ano. Isso fez com que 44 empresas fossem retiradas da análise, por ter presença inferior a esse patamar em todos os anos. Assim, o número final de empresas analisadas foi de 128, compondo 943 observações de empresas/ano com informações completas em um painel desbalanceado. O modelo logit *pooled* foi utilizado na análise de regressão das variáveis independentes sobre a variável dependente definida.

A variável dependente neste estudo (FA_{it+1}) assume a forma binária, em que recebe o valor um se a firma anuncia uma aquisição no período subsequente ($t+1$), e zero caso contrário. Os dados de Fusões e Aquisições das empresas foram extraídos da base SDC *Platinum*[®] (Refinitiv[®]) até o ano de 2019, data na qual a base esteve disponível para os autores no momento da coleta. A variável independente é a incerteza da política econômica, representada pela métrica EPU de Baker et al. (2016) e alternativamente a métrica IIE-Br de Ferreira et al. (2019). As *proxies* de incerteza foram extraídas do portal *Economic Policy Uncertainty Index* (policyuncertainty.com). Os dados para a construção das demais variáveis de controle macroeconômicas foram extraídas do Sistema Gerenciador de Séries Temporais – SGS do Banco Central do Brasil (bcb.gov.br/sgspub). Como há uma defasagem temporal das variáveis explanatórias com relação à variável dependente, as séries de dados para as primeiras se estendem até 2018.

As variáveis explicativas e de controle do nível da firma, do nível da indústria e macroeconômicas são detalhadas a seguir (Tabela 1).

Para as variáveis explanatórias de incerteza, que são calculadas e divulgadas mensalmente, foi utilizada a média ponderada dos meses ao longo do ano, considerando maior ponderação no último mês, pois o nível de incerteza do mês mais recente pode possuir maior impacto nas decisões (Nguyen & Phan, 2017; Schwarz & Dalmácio, 2020). Alternativamente, também foi utilizada a média aritmética e indicada a sua significância em nota explicativa da tabela.

Todas as variáveis de nível da firma foram winsorizadas nos percentis 1 e 99, seguindo as orientações de Bonaime et al. (2018) e Borthwick et al. (2020). Ademais, considerando que fatores comuns dos setores de atuação podem afetar as aquisições, foram incluídos controles de efeitos fixos da indústria em alguns modelos, classificados de acordo com a segmentação setorial macro da B3. Seguindo Nguyen e Phan (2017), não foram inseridos controles para efeitos fixos do ano, uma vez que todas as firmas estão sujeitas à mesma incerteza política em um dado ano, e isso poderia absorver o poder explanatório da variável de interesse (Gulen & Ion, 2015; Nguyen & Phan, 2017). Os modelos incluem estimativas de erros-padrão robustos com critério de clusterização por ano (Bonaime et al., 2018; Borthwick et al., 2020; Nguyen & Phan, 2017).

Tanto o EPU quanto o volume de M&A apresentam um movimento cíclico ao longo do tempo e podem estar correlacionados de forma simultânea a fatores não observáveis em nível macro (Nguyen & Phan, 2017), fato que pode agravar preocupações quanto à existência de endogeneidade no modelo (Hill et al., 2021). Uma forma de lidar com isso é por meio do uso de variáveis instrumentais (IV). Em raciocínio semelhante aos estudos empíricos anteriores (Nguyen & Phan, 2017; Sha et al., 2020; Schwarz & Dalmácio, 2020), utilizaram-se as variáveis “nível de governismo na câmara dos deputados” (github.com/estadao/basometro) no ano e EPU dos EUA, alternativamente como instrumentos. No entanto, não se obteve sucesso na instrumentalização das variáveis de incerteza, sendo esse um fator de limitação deste estudo. De fato, pode ser um desafio encontrar instrumentos válidos na pesquisa em gestão (Hill et al., 2021) e tal consideração fica como sugestão para novos estudos.

Tabela 1
Variáveis Inseridas nos Modelos

| Variáveis Explanatórias | Descrição | Fonte |
|--------------------------------|---|---|
| <i>LNPU</i> | Logaritmo natural da média ponderada entre os meses de cada ano do índice EPU Brasil. | |
| <i>LNIE</i> | Logaritmo natural da média ponderada entre os meses de cada ano do índice IIE Brasil. | |
| De nível da Firma | | |
| <i>LNAT</i> | Logaritmo natural do ativo total. | |
| <i>ROA</i> | Relação entre o lucro operacional antes dos juros e impostos e o ativo total. | |
| <i>VREC</i> | Variação da receita operacional líquida com relação a t-1. | |
| <i>ALAV</i> | Relação entre a dívida total bruta e o ativo total. | |
| <i>CX</i> | Relação entre o caixa e equivalentes e o ativo total. | |
| <i>MTB</i> | Índice Market-to-Book. Relação entre o valor de mercado e o valor contábil do patrimônio líquido. | |
| <i>RET</i> | Retorno cumulativo das ações durante o período t. | Nguyen e Phan (2017); Bonaime et al. (2018); Borthwick et al. (2020); |
| <i>VOL</i> | Desvio-padrão dos retornos diários das ações durante o período t. | Sha et al. (2020). |
| De nível da Indústria | | |
| <i>IMTB</i> | Mediana do índice Market-to-Book para cada setor no período t | |
| <i>IRET</i> | Mediana dos retornos para cada setor no período t | |
| <i>IVOL</i> | Mediana dos desvios-padrão anualizados dos retornos diários para cada setor no período t | |
| <i>HHI</i> | Índice Herfindahl-Hirschman: somatório do quadrado das participações de mercado das empresas do setor. | |
| De nível Macroeconômico | | |
| <i>INVOP</i> | Oportunidades de investimento: primeiro componente principal extraído da combinação linear entre quatro índices: índice de Confiança do Consumidor -ICC; índice de Atividade Econômica - IBC; Índice de Expectativas Futuras – IEX; e variação do PIB ao ano. | |
| <i>SELIC</i> | Variação da taxa Selic ao ano. | |

Nota: o cálculo das variáveis de nível da indústria não se restringiu às empresas da amostra. Neste caso, consideraram-se todas as empresas listadas com dados disponíveis no setor no período t para o cálculo das medianas e do HHI. No cálculo da variável de nível macroeconômico INVOP, considerou-se a média entre os meses de cada ano para os índices ICC, IBC e IEX, que são divulgados mensalmente pelo Banco Central do Brasil (<https://www3.bcb.gov.br/sgspub/>). Detalhamentos dos resultados da PCA estão dispostos no Apêndice A. Em função de limitações nos dados disponíveis, algumas variáveis empregadas para o cálculo de INVOP se diferem das empregadas por Bonaime et al. (2018).

Fonte: Elaborado pelos autores.

3.2. ESPECIFICAÇÃO DO MODELO

Por tratar da modelagem de uma variável binária e, portanto, uma variável dependente limitada (Maddala, 1986), esta análise deve empregar uma modelagem econométrica adequada para tal. Dentre as possibilidades de modelos para essa especificidade, Wooldridge (2019) destaca o Modelo de Probabilidade Linear (LPM, o qual emprega o estimador de Mínimos Quadrados Ordinários) e os modelos Probit e Logit (que empregam o estimador de Máxima Verossimilhança), que são Modelos não Lineares. A literatura empírica de F&A transita por essas três possibilidades para estimar a propensão de aquisição (Bonaime et al., 2018; Erel et al., 2021; Nguyen & Phan, 2017) a depender de algumas especificidades da modelagem, tais como a existência de termos de interação e/ou muitas variáveis *dummy* dentre as variáveis explanatórias, em que, nesse caso, seria indicado o LPM para atenuar o problema de parâmetros incidentais, o qual pode ocorrer com modelos não lineares (Erel et al., 2021; Nguyen et al., 2020). Os modelos Probit e Logit frequentemente resultam em estimações qualitativamente semelhantes e, para esta análise, optou-se por seguir a abordagem adotada por Bonaime et al. (2018) com o emprego do Logit. Conforme as informações apresentadas anteriormente, o modelo Logit empregado pode ser especificado de acordo com a forma funcional (Wooldridge, 2019):

$$P(FA_{it+1} = 1 | \mathbf{x}) = G(\beta_0 + \mathbf{x}\boldsymbol{\beta}) \quad (1)$$

Tal que,

$$G(\beta_0 + \mathbf{x}\boldsymbol{\beta}) = \frac{1}{1 + e^{-(\beta_0 + \mathbf{x}\boldsymbol{\beta})}} = \frac{1}{1 + e^{-z}} = \frac{e^z}{1 + e^z} \quad (2)$$

e

$$\mathbf{x}\boldsymbol{\beta} = \lambda \text{Incerteza}_t + \delta \text{Firma}_{it} + \gamma \text{Industria}_{st} + \omega \text{Macro}_t + d \text{EF_Industria}_s \quad (3)$$

Em que a variável resposta do modelo é uma probabilidade de se tornar adquirente no ano seguinte ($FA_{it+1} = 1$) condicional a um vetor \mathbf{x} que denota o conjunto de variáveis explanatórias e de controle, descritas na seção anterior, e varia entre 0 e 1. G é a função de distribuição logística cumulativa que assume valores estritamente entre 0 e 1 e garante que a probabilidade estimada se limite a esse intervalo. β_0 é o termo constante. $\boldsymbol{\beta}$ é um vetor que denota o conjunto de parâmetros estimados para as variáveis explanatórias e de controle: λ , δ , γ , ω , d . Incerteza_t representa a variável de interesse a qual assume os índices EPU e IIE-Br, alternativamente. Firma_{it} , Industria_{st} , e Macro_t são o conjunto de variáveis de controle de nível da firma, da indústria e macroeconômicas, respectivamente. EF_Industria_s denota o uso de *dummies* para controle de efeitos fixos da indústria. Os subscritos i, s e t indicam, para o seu respectivo vetor, que as variáveis variam entre as empresas i , entre as indústrias s e/ou entre os anos t .

É importante destacar que a interpretação dos coeficientes dos modelos Probit e Logit não é direta. A priori, interpreta-se o sinal do coeficiente, mas não a sua magnitude, em razão da natureza não linear da função G (Wooldridge, 2019). Para essa finalidade, deve-se reportar o efeito marginal da variável x , que mede a variação na probabilidade de sucesso de y ($y = 1$) dada uma variação unitária em x . Para isso, é preciso recorrer à derivada parcial da função G , dado $p(\mathbf{x}) = P(y = 1 | \mathbf{x})$ (Wooldridge, 2019):

$$\frac{\partial p(\mathbf{x})}{\partial x_j} = G'(\beta_0 + \mathbf{x}\boldsymbol{\beta})\beta_j = \frac{e^z}{1+e^z} \frac{1}{1+e^z} \beta_j \Rightarrow \frac{e^z}{(1+e^z)^2} \beta_j \quad (4)$$

Ou, simplificando, dada a igualdade na Eq. (1), tem-se que $P = \frac{e^z}{1+e^z}$ e $(1-P) = \frac{1}{1+e^z}$. Assim, substituindo os termos da Eq. (4), tem-se o cálculo do efeito marginal para a variável j :

$$\beta_j P(1-P) \quad (5)$$

Em que o subscrito j se refere ao parâmetro β estimado para a j -ésima variável independente. Dessa forma, é possível interpretar o efeito de oscilações na variável \mathbf{x} sobre a probabilidade de sucesso de y .

4. APRESENTAÇÃO E ANÁLISE DOS RESULTADOS

4.1. ANÁLISE DESCRITIVA

A Tabela 2 apresenta as estatísticas descritivas para a amostra de empresas definidas e para os índices da indústria e macroeconômicos no período estudado. Os níveis de incerteza política e econômica médios do período foram de 171,419 (Ln: 5,114) e 104,766 (Ln: 4,652) respectivamente. Constata-se maior volatilidade para o EPU, comportamento também percebido na Figura 1. O ativo médio (AT) dessas empresas no período foi de R\$ 6,66 bilhões, aproximadamente (Ln: 15,712). O ROA anual médio das empresas foi de 4,5%, e elas também obtiveram uma variação da receita (VREC) positiva, em 5,6% ao ano, com elevada dispersão, no entanto. O endividamento médio (ALAV) representou 29,2% do ativo total e o caixa e equivalentes (CX) 8,8%. Pode-se considerar que o valor de mercado das ações dessas empresas representou em média 2,34 vezes o valor contábil do seu patrimônio líquido no período (MTB). As ações dessas empresas ofereceram retornos anuais (RET) de 14,1% em média no período, com desvio-padrão (VOL) de 30%. Os índices de mediana setoriais IMTB, IRET e IVOL foram 1,39, 5,9% e 37,6% em média, respectivamente. O índice Herfindahl-Hirschman (HHI) indicou baixa concentração nos setores em média (0,123), mostrando que os mercados foram mais competitivos entre as empresas de capital aberto. A *proxy* de nível macroeconômico para Oportunidades de Investimento (INVOP) é uma variável padronizada, no entanto é possível perceber que sua média é maior que a mediana, indicando que os valores à direita da distribuição estão mais distantes do centro. A taxa Selic anual média no período foi de 10,3%.

As Figuras 2 e 3 apresentam a evolução do EPU e IIE-Br e o número de anúncios de F&A das empresas da amostra ao longo do período. As 128 empresas da amostra se engajaram em média, em 31,6 operações de F&A por ano durante o período. Ressalta-se que uma empresa pode fazer mais de um anúncio por ano, então esse volume não se restringe a um anúncio por empresa.

O volume de negócios realizados decaiu de forma acentuada entre 2010 e 2014 e não retomou o patamar inicial de anúncios (51 anúncios em 2010) até 2019, último período de análise. Por outro lado, a média ponderada do EPU apresentou tendência ascendente até 2016. O IIE-Br se mostrou menos disperso ao longo do período, mas com um salto da faixa de 100 para 120, aproximadamente, em 2015, ano este em que os anúncios das empresas da amostra passaram a aumentar. É importante destacar que os anúncios de F&A das empresas da amostra selecionada seguiram um movimento diferente dos anúncios de forma agregada no Brasil

(PricewaterhouseCoopers, 2021). Segundo a consultoria PwC, o período de 2015 a 2019 apresentou queda na média de transações comparativamente ao período de 2010 a 2014. Na próxima seção, serão apresentados testes empíricos do relacionamento estatístico entre essas variáveis.

Tabela 2

Estatísticas Descritivas das Variáveis Inseridas nos Modelos

| Variável | N | Média | Mediana | Desv.Pad | CV | Mínimo | Máximo |
|-------------|-----|--------|---------|----------|---------|--------|--------|
| FA (t+1) | 980 | 0,164 | 0 | 0,371 | 2,257 | 0,000 | 1,000 |
| (Ln) EPU | 980 | 5,144 | 4,987 | 0,441 | 0,086 | 4,347 | 5,726 |
| (Ln) IIE-Br | 980 | 4,652 | 4,638 | 0,093 | 0,020 | 4,497 | 4,766 |
| (Ln) AT | 980 | 15,712 | 15,656 | 1,594 | 0,101 | 10,973 | 19,874 |
| ROA | 980 | 0,045 | 0,045 | 0,067 | 1,500 | -0,221 | 0,231 |
| VREC | 958 | 0,056 | 0,034 | 0,273 | 4,880 | -0,631 | 1,569 |
| ALAV | 977 | 0,292 | 0,296 | 0,165 | 0,565 | 0,000 | 0,686 |
| CX | 977 | 0,088 | 0,667 | 0,079 | 0,900 | 0,000 | 0,409 |
| MTB | 977 | 2,238 | 1,425 | 2,229 | 0,996 | 0,170 | 11,896 |
| RET | 968 | 0,141 | 0,059 | 0,482 | 3,417 | -0,721 | 1,889 |
| VOL | 980 | 0,300 | 0,251 | 0,164 | 0,545 | 0,136 | 1,131 |
| IMTB | 980 | 1,399 | 1,313 | 0,601 | 0,430 | 0,208 | 4,905 |
| IRET | 980 | 0,059 | 0,012 | 0,256 | 4,352 | -0,345 | 0,750 |
| IVOL | 980 | 0,376 | 0,361 | 0,077 | 0,203 | 0,241 | 0,699 |
| HHI | 980 | 0,123 | 0,062 | 0,125 | 1,014 | 0,041 | 0,683 |
| INVOP | 980 | -0,191 | -0,738 | 1,929 | -10,096 | -3,322 | 2,658 |
| SELIC | 980 | 0,103 | 0,099 | 0,023 | 0,228 | 0,064 | 0,140 |

Nota: N: número de observações. DesvPad: Desvio-Padrão. CV: Coeficiente de Variação. Obs.: A matriz de correlação entre as variáveis empregadas nas regressões e sua análise encontram-se no Apêndice B deste documento.

Fonte: Elaborado pelos autores com dados da pesquisa.

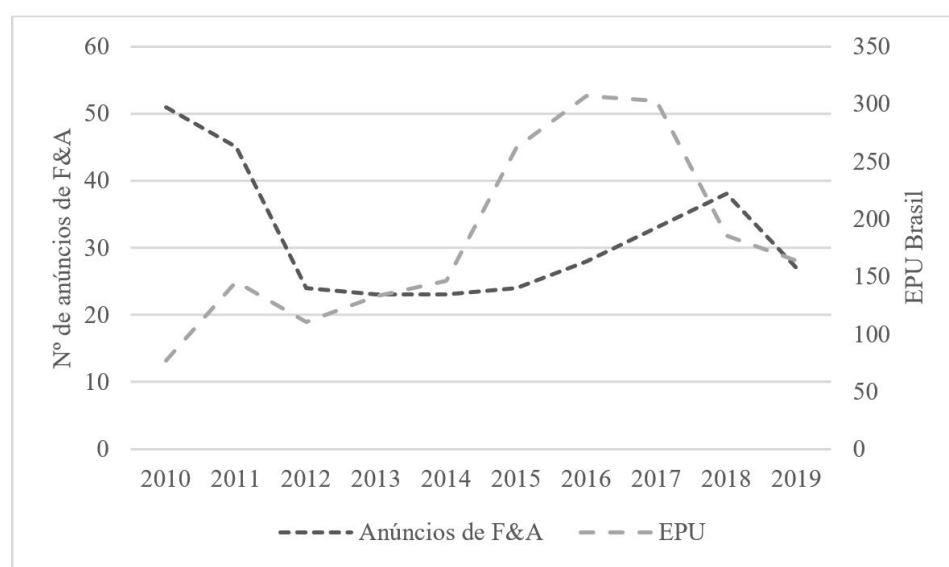


Figura 2. Incerteza da Política Econômica e número de anúncios por ano das empresas da amostra.

Nota: Considerou-se a média ponderada do EPU ao longo dos meses de cada ano.

Fonte: Dados disponíveis em SDC Platinum e policyncertainty.com.

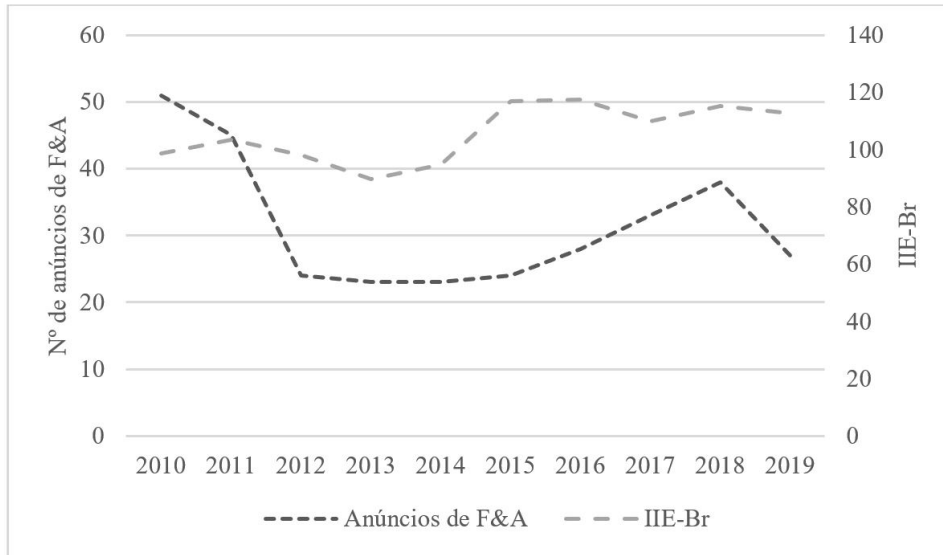


Figura 3. Incerteza da Economia – Brasil e número de anúncios por ano das empresas da amostra.

Nota: Considerou-se a média ponderada do IIE-Br ao longo dos meses de cada ano.

Fonte: Dados disponíveis em SDC Platinum e policyuncertainty.com.

4.2. EFEITOS DA INCERTEZA DA POLÍTICA ECONÔMICA NA PROPENSÃO PARA F&A

A Tabela 3 apresenta os resultados da regressão logística da propensão para aquisição em função da incerteza política e econômica no Brasil, considerando as empresas da amostra selecionada. Para a primeira especificação (1), os resultados foram consistentes com a hipótese de que a incerteza da política econômica reduz a propensão de as firmas adquirentes se engajarem nas atividades de F&A. O Coeficiente negativo (-0,754) foi estatisticamente significativo. Ademais, aumentos no tamanho do ativo, nos níveis de caixa e no retorno das ações e na sua volatilidade aumentam a probabilidade de a firma anunciar uma aquisição no exercício seguinte. Esses resultados são mais consistentes com os achados de Borthwick et al. (2020), replicando o modelo em firmas chinesas, especialmente para o sinal do coeficiente volatilidade dos retornos (VOL) que também foi positivo, ao contrário dos resultados de Bonaime et al. (2018) com empresas americanas para essa variável. Assim como no estudo de Sha et al. (2020), os coeficientes estimados para as variáveis ROA, MTB e ALAV não tiveram significância estatística.

O coeficiente da variável no nível da indústria HHI foi negativo e estatisticamente significativo. Isso indica que firmas em setores menos concentrados (e mais competitivos) são mais propensas a anunciar uma aquisição. Além do intercepto, os demais coeficientes dessa estimação não foram estatisticamente significativos. Na segunda especificação (2), o coeficiente para a *proxy* de incerteza IIE-Br não foi estatisticamente significativo.

Observou-se que os coeficientes estimados para as variáveis de controle no nível da indústria IMTB, IRET e IVOL dessas empresas não apresentaram significância estatística. Essas variáveis foram inseridas no modelo de Bonaime et al. (2018) considerando a classificação setorial de Fama e French (1997) para 48 setores com 115 mil observações de empresas/ano. A limitação da diversidade de empresas e setores que possam ser estudados, considerando empresas listadas no Brasil, e especialmente para este recorte amostral, pode ter contribuído para a irrelevância dessas variáveis no presente modelo. Ademais, Borthwick et al. (2020) replicando o modelo de Bonaime et al. (2018), também obtiverem resultados com baixa consistência para essas variáveis, e isso pode indicar que essas variáveis de fato têm baixa responsividade para esse modelo.

Tabela 3

Incerteza da Política Econômica e Propensão para Fusões e Aquisições

| | Variável Dependente FA (t+1) | | | | | |
|------------------|------------------------------|-------------|---------|-------------|-------------|---------|
| | (1) | | | (2) | | |
| | (Ln) EPU | Erro Padrão | z | (Ln) IIE-Br | Erro Padrão | z |
| <i>Incerteza</i> | -0,754 | 0,386 | -1,96* | -0,263 | 1,153 | -0,23 |
| (Ln) AT | 0,338 | 0,091 | 3,73*** | 0,337 | 0,088 | 3,82*** |
| ROA | 1,513 | 1,921 | 0,79 | 1,670 | 1,936 | 0,86 |
| VREC | 0,262 | 0,459 | 0,57 | 0,338 | 0,438 | 0,77 |
| ALAV | -0,054 | 0,355 | -0,15 | -0,033 | 0,350 | -0,09 |
| CX | 2,145 | 0,907 | 2,37** | 2,160 | 0,884 | 2,44** |
| MTB | -0,053 | 0,042 | -1,27 | -0,052 | 0,042 | -1,24 |
| RET | 0,453 | 0,269 | 1,69* | 0,422 | 0,259 | 1,63 |
| VOL | 1,286 | 0,778 | 1,65* | 1,260 | 0,766 | 1,65 |
| IMTB | 0,203 | 0,310 | 0,66 | 0,183 | 0,293 | 0,62 |
| IRET | -0,181 | 0,678 | -0,27 | -0,411 | 0,704 | -0,58 |
| IVOL | -0,052 | 1,959 | -0,03 | 0,086 | 2,645 | 0,03 |
| HHI | -6,539 | 3,378 | -1,94* | -6,330 | 3,253 | -1,95* |
| INVOP | -0,092 | 0,058 | -1,59 | 0,047 | 0,082 | 0,57 |
| SELIC | 0,088 | 2,138 | 0,04 | -0,603 | 3,567 | -0,17 |
| Constante | -3,206 | 1,911 | -1,68* | -5,769 | 5,808 | -0,99 |
| Obs. | | 943 | | | 943 | |
| Pseudo-R2 | | 0,0704 | | | 0,0671 | |

Nota: A área sob a curva ROC indicou que os modelos possuem poder discriminatório aceitável (> 68%). A variável dependente FA (t+1) recebe o valor 1 se a firma anuncia pelo menos uma aquisição no ano seguinte e 0, caso contrário. Todas as variáveis independentes são mensuradas no período t. A amostra consiste em 128 empresas selecionadas, listadas na B3 de 2010 a 2018. O modelo (1) assume a média ponderada da variável EPU como *proxy* da incerteza, enquanto o modelo (2) assume a média ponderada da variável IIE-Br. Os coeficientes estimados a partir da média aritmética não tiveram significância estatística em nenhuma das estimações. Os modelos incluem estimativas de erros-padrão robustos com critério de clusterização por ano e recebem controles de *dummies* para os efeitos fixos dos setores. *, ** e *** indicam o nível de significância a 10%, 5% e 1% respectivamente.

Fonte: Elaborado pelos autores com dados da pesquisa.

Nguyen e Phan (2017) e Sha et al. (2020) usaram modelos mais parcimoniosos a fim de tentar explicar a propensão para F&A. As variáveis comuns em pelo menos 3 dos 4 estudos citados, normalmente são *proxies* para o tamanho (Ln AT), caixa (CX), rentabilidade (ROA), variação das vendas (VREC), alavancagem (ALAV), market-to-book (MTB) e o retorno das ações (RET). Em especial, a variável retorno das ações, que tem coeficiente estimado positivo e significativo em todos os modelos, é consistente com a proposição de Harford (2005) sobre fundamentos teóricos comportamentais que explicam as ondas de F&A. Ele explica que essas ondas coincidem com os momentos de alta dos mercados (*Bull Market*) e são, conseqüentemente, positivamente correlacionadas com o preço das ações e que isso engaja as firmas adquirentes nas atividades de F&A, que podem, ainda, optar pelo pagamento em ações, já que estão sobreavaliadas. O fato de a amostra ser constituída de empresas listadas pode ter contribuído para esse resultado. Novos estudos no Brasil podem buscar avaliar essa relação.

Expostas as limitações sobre os dados utilizados nesta pesquisa, optou-se por estimar modelos com especificação reduzida, aplicando uma filtragem nos modelos da Tabela 4, e que se aproxima da proposta de Nguyen e Phan (2017) e Sha et al. (2020), incluindo apenas variáveis que fazem interseção entre os modelos desses autores e os modelos de Bonaime et al. (2018) e Borthwick et al. (2020). Assim, foram excluídas da especificação as variáveis VOL, IMTB, IRET, IVOL e SELIC. As variáveis HHI e INVOP foram mantidas, como representantes de controle da indústria e macroeconômico, respectivamente.

Tabela 4

Incerteza da Política Econômica e Propensão para Fusões e Aquisições (Modelos Híbridos)

| | Variável Dependente <i>FA (t+1)</i> | | | | | |
|------------------|-------------------------------------|-------------|---------|-------------|-------------|---------|
| | (3) | | | (4) | | |
| | (Ln) EPU | Erro Padrão | z | (Ln) IIE-Br | Erro Padrão | z |
| <i>Incerteza</i> | -0,745 | 0,298 | -2,5** | -0,352 | 0,800 | -0,44 |
| (Ln) AT | 0,283 | 0,072 | 3,93*** | 0,283 | 0,071 | 3,97*** |
| ROA | 0,714 | 1,589 | 0,45 | 0,983 | 1,509 | 0,65 |
| VREC | 0,300 | 0,428 | 0,7 | 0,383 | 0,398 | 0,96 |
| ALAV | -0,065 | 0,343 | -0,19 | -0,037 | 0,334 | -0,11 |
| CX | 1,905 | 0,765 | 2,49** | 1,901 | 0,760 | 2,5** |
| MTB | -0,049 | 0,047 | -1,06 | -0,049 | 0,046 | -1,06 |
| RET | 0,457 | 0,183 | 2,5** | 0,365 | 0,156 | 2,34** |
| HHI | -6,429 | 3,118 | -2,06** | -6,087 | 3,168 | -1,92* |
| INVOP | -0,090 | 0,046 | -1,95** | 0,045 | 0,072 | 0,63 |
| Constante | -1,719 | 1,432 | -1,2 | -3,911 | 4,153 | -0,94 |
| Obs. | | 943 | | | 943 | |
| Pseudo-R2 | | 0,0656 | | | 0,0619 | |

Nota: A área sob a curva ROC indicou que os modelos possuem poder discriminatório aceitável (> 67%). A variável dependente *FA (t+1)* recebe o valor 1 se a firma anuncia pelo menos uma aquisição no ano seguinte e 0, caso contrário. Todas as variáveis independentes são mensuradas no período t. A amostra consiste em 128 empresas selecionadas, listadas na B3 de 2010 a 2018. O modelo (3) assume a média ponderada da variável EPU como *proxy* da incerteza, enquanto o modelo (4) assume a média ponderada da variável IIE-Br. O coeficiente estimado a partir da média aritmética foi significativo ao nível de 5% para a estimação 3 e não significativo na estimação 4. Os modelos incluem estimativas de erros-padrão robustos com critério de clusterização por ano e recebem controles de *dummies* para os efeitos fixos dos setores. *, ** e *** indicam o nível de significância a 10%, 5% e 1% respectivamente.

Fonte: Elaborado pelos autores com dados da pesquisa.

A especificação mais reduzida dos modelos permitiria adotar um nível de significância mais rigoroso (5%) para interpretação e análise dos resultados. Além disso, o uso da média aritmética para representar o índice de incerteza anual também produziu estatísticas significativas no caso do EPU (estimação 3). Ademais, a variável INVOP passou a ter coeficiente estimado negativo e significativo. O sinal apurado é consistente com os achados de Bonaime et al. (2018) e Borthwick et al. (2020). Apesar das modificações no seu cálculo para este estudo, a significância estatística e o sinal apurado validam essa adaptação. Essa variável, formada a partir da extração do primeiro componente principal da combinação linear entre variáveis macroeconômicas, captura propriedades importantes dessas variáveis e pode evitar problemas de multicolineariedade. Sugere-se a sua utilização em outros modelos que relacionam as decisões corporativas com fatores macroeconômicos.

A estimação do modelo logístico usando *dummies* para efeitos fixos dos setores pode levar a um viés na estimação, a não ser que se tenham muitas empresas por setor e a dimensão longitudinal (T) do painel seja longa (Wooldridge, 2019). A estimação do efeito marginal, que mede o efeito de uma variação unitária na variável explicativa sobre a probabilidade de ocorrência do evento, poderia sair prejudicada. Nesse sentido, foram estimados novos modelos sem o controle de *dummies* para os efeitos fixos dos setores (Tabela 5).

Tabela 5

Incerteza da Política Econômica e Propensão para Fusões e Aquisições (Modelos Híbridos sem Controles de Dummies para Efeitos Fixos do Setor)

| | Variável Dependente <i>FA (t+1)</i> | | | | | |
|------------------|-------------------------------------|-------------|---------|-------------|-------------|---------|
| | (5) | | | (6) | | |
| | (Ln) EPU | Erro-Padrão | z | (Ln) IIE-Br | Erro Padrão | z |
| <i>Incerteza</i> | -0,638 | 0,300 | -2,13** | -0,045 | 0,729 | -0,06 |
| (Ln)AT | 0,252 | 0,042 | 6,03*** | 0,251 | 0,040 | 6,25*** |
| ROA | 0,756 | 1,586 | 0,48 | 0,975 | 1,497 | 0,65 |
| VREC | 0,403 | 0,423 | 0,95 | 0,474 | 0,400 | 1,19 |
| ALAV | 0,322 | 0,235 | 1,37 | 0,340 | 0,233 | 1,46 |
| CX | 1,778 | 0,844 | 2,11** | 1,785 | 0,850 | 2,1** |
| MTB | -0,023 | 0,044 | -0,52 | -0,021 | 0,044 | -0,49 |
| RET | 0,412 | 0,159 | 2,59*** | 0,320 | 0,129 | 2,49** |
| HHI | 0,126 | 0,737 | 0,17 | 0,112 | 0,737 | 0,15 |
| INVOP | -0,069 | 0,046 | -1,48 | 0,054 | 0,069 | 0,79 |
| Constante | -2,747 | 1,500 | -1,83* | -5,780 | 3,475 | -1,66* |
| Obs. | | 943 | | | 943 | |
| Pseudo-R2 | | 0,0384 | | | 0,035 | |

Nota: A área sob a curva ROC indicou que os modelos possuem poder discriminatório aceitável (> 63%). A variável dependente *FA (t+1)* recebe o valor 1 se a firma anuncia pelo menos uma aquisição no ano seguinte e 0, caso contrário. Todas as variáveis independentes são mensuradas no período t. A amostra consiste em 128 empresas selecionadas, listadas na B3 de 2010 a 2018. O modelo (3) assume a média ponderada da variável EPU como *proxy* da incerteza, enquanto o modelo (4) assume a média ponderada da variável IIE-Br. O coeficiente estimado a partir da média aritmética foi significativo ao nível de 5% para a estimação 5 e não significativo na estimação 6. Os modelos incluem estimativas de erros padrão robustos com critério de clusterização por ano. *, ** e *** indicam o nível de significância a 10%, 5% e 1% respectivamente.

Fonte: Elaborado pelos autores com dados da pesquisa.

O efeito marginal associado ao coeficiente estimado para o EPU (-0,638), sugere que, *ceteris paribus*, o aumento de 1 unidade está associado a uma redução de 0,0824 pontos percentuais na probabilidade para fusões e aquisições, dada a probabilidade incondicional do anúncio de uma aquisição de 15,24%.

A Tabela 6 resume os principais resultados dos estudos que relacionaram EPU e F&A, comparativamente aos achados desta pesquisa.

Na Tabela 6, foram incluídos na comparação apenas os modelos estimados que usaram a variável EPU (1 e 3), por ser a dimensão de incerteza analisada nos estudos internacionais. Os resultados são consistentes com as evidências internacionais, apesar do número de observações consideravelmente menor, fato que prejudicou a comparabilidade dos estudos.

Tabela 6

Comparação entre os estudos que analisaram os efeitos da Incerteza da Política Econômica na Propensão para Fusões e Aquisições

| Modelos | Bonaime et al. (2018) | Borthwick et al. (2020) | Nguyen e Phan (2017) | Sha et al. (2020) | Modelo 1 | Modelo 3 |
|--------------------------------------|-----------------------|-------------------------|----------------------|-------------------|----------|----------|
| País | EUA | China | EUA | China | Brasil | Brasil |
| Obs. | 115.796 | 20.966 | 88.768 | 29.588 | 943 | 943 |
| Pseudo-R2 | - | 0.02 | 0.07 | 0.01 | 0.07 | 0.07 |
| Variáveis | | | | | | |
| <i>Economic Policy Uncertainty</i> | - | - | - | + | - | - |
| Tamanho | + | + | + | + | + | + |
| Rentabilidade dos Ativos | + | + | n/a | . | . | . |
| Variação das Vendas | + | + | + | n/a | . | . |
| Alavancagem | - | + | - | . | . | . |
| Caixa e Equivalentes | + | + | n/a | + | + | + |
| Capital de Giro Operacional | n/a | n/a | + | n/a | n/a | n/a |
| Market-to-book | + | - | + | . | . | . |
| Retornos Passados | + | + | + | + | + | + |
| Volatilidade dos Retornos | - | + | n/a | n/a | + | n/a |
| Shiller's CAPE | + | . | n/a | n/a | n/a | n/a |
| Market-to-book (mediana do setor) | . | + | n/a | n/a | . | n/a |
| Retornos Passados (mediana do setor) | + | . | n/a | n/a | . | n/a |
| Volatilidade (mediana do setor) | - | - | n/a | n/a | . | n/a |
| Choques | | | | | | |
| Econômicos no Setor | + | - | n/a | n/a | n/a | n/a |
| Herfindahl-Hirschman | n/a | n/a | n/a | n/a | - | - |
| Oportunidades de Investimento | - | - | n/a | n/a | . | - |
| Taxa de Juros | + | + | n/a | n/a | . | n/a |
| Incerteza Macroeconômica | - | + | n/a | n/a | n/a | n/a |
| Idade da Firma | n/a | n/a | + | n/a | n/a | n/a |
| Constante | . | - | - | - | - | . |

Nota: “+” para coeficiente positivo e significativo; “-” para coeficiente negativo e significativo; “.” Para coeficiente não significativo; n/a (não se aplica) o modelo não incluiu a variável. Todos os modelos possuem controles para efeitos fixos do setor.

Fonte: Elaborado pelos autores.

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

A literatura recente tem mostrado que a incerteza da política econômica tem grande influência nas decisões corporativas, sobretudo nas decisões de investimento, que podem ter sua dinâmica explicada pela vertente de Opções Reais. Este estudo expande a compreensão dessa literatura na corrente de incerteza da política econômica, inserindo na discussão o seu relacionamento com Fusões e Aquisições no Brasil. Até o presente momento se desconhece a existência de trabalhos que investigaram esse relacionamento no cenário brasileiro.

Foram apresentadas as primeiras evidências empíricas preliminares de um relacionamento entre a incerteza na sua dimensão política e as F&A no Brasil, indicando que Incerteza da Política Econômica pode influenciar negativamente essas operações. Isso sugeriu que as empresas da amostra estudada são menos propensas a se engajarem nas atividades de F&A se a incerteza da política econômica aumenta, coerente com a hipótese de pesquisa. Na análise comparativa, os resultados foram consistentes com as evidências internacionais para os Estados Unidos da América e China, indicando um efeito negativo (predominante na maioria dos estudos), apesar das diferenças institucionais entre os países e do número de observações utilizadas. Ademais, este estudo faz a proposição de um modelo híbrido que pode ser utilizado para investigar a propensão para Fusões e Aquisições e o efeito de outros fatores (macroeconômicos, da indústria e no nível das firmas) sobre essas atividades

A métrica de incerteza alternativa utilizada como variável dependente no estudo, o Indicador de Incerteza da Economia – Brasil, não apresentou significância estatística, apesar da maior expectativa sobre essa métrica com relação a sua utilização em estudos empíricos no Brasil, consistente com a sua forma de cálculo, a qual pode atenuar possíveis vieses da mídia jornalística utilizada e leva em consideração a dispersão de variáveis macroeconômicas importantes nas decisões de F&A.

A análise foi limitada na comparação com os estudos internacionais, tanto no nível de significância utilizado para interpretação dos coeficientes, menos rigoroso, quanto no ajuste do modelo em termos de significância das demais variáveis de controle. Portanto, as evidências levam a entender que se trata de um relacionamento mais fraco no Brasil. Em função de limitações nos dados, o número de observações de empresas/ano consideradas no estudo é substancialmente inferior aos estudos internacionais, o que pode ter prejudicado no ajustamento geral do modelo logístico. Novos estudos no Brasil podem querer aumentar a perspectiva de número de observações utilizadas, bem como verificar o impacto da incerteza da política econômica no valor da aquisição e prêmio de aquisição pago, proporção do capital adquirido (parcial ou total), tempo para conclusão dos negócios e na forma de pagamento predominante, se em caixa ou em ações.

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>

- Barboza, R. de M., & Zilberman, E. (2018). Os Efeitos da Incerteza sobre a Atividade Econômica no Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, 72(2), 144–160. <https://bibliotecadigital.fgv.br/ojs/index.php/rbe/article/view/70571>
- Bernanke, B. S. (1983). Irreversibility, Uncertainty, and Cyclical Investment. *The Quarterly Journal of Economics*, 98(1), 85–106. <https://doi.org/10.2307/1885568>
- 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>
- Borthwick, J., Ali, S., & Pan, X. (2020). Does policy uncertainty influence mergers and acquisitions activities in China? A replication study. *Pacific-Basin Finance Journal*, 62, 101381. <https://doi.org/10.1016/j.pacfin.2020.101381>
- Chen, X., Le, C. H. A., Shan, Y., & Taylor, S. (2020). Australian policy uncertainty and corporate investment. *Pacific-Basin Finance Journal*, 61, 101341. <https://doi.org/10.1016/j.pacfin.2020.101341>
- Cortés, L. M., Agudelo, D. A., & Mongrut, S. (2017). Waves and Determinants in Mergers and Acquisitions: The Case of Latin America. *Emerging Markets Finance and Trade*, 53(7), 1667–1690. <https://doi.org/10.1080/1540496X.2016.1262254>
- Damodaran, A. (2008). Acquisitions and Takeovers. In F. J. Fabozzi (Org.), *Handbook of Finance: Vol. II* (pp 883-902). John Wiley & Sons. <https://doi.org/10.1002/9780470404324.hof002086>
- Demir, E., & Ersan, O. (2017). Economic policy uncertainty and cash holdings: Evidence from BRIC countries. *Emerging Markets Review*, 33, 189–200. <https://doi.org/10.1016/j.ememar.2017.08.001>
- 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. <https://doi.org/10.2307/2095101>
- Dixit, A. K., & Pindyck, R. S. (1994). *Investment Under Uncertainty*. Princeton University Press.
- 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>
- Erel, I., Jang, Y., Minton, B. A., & Weisbach, M. S. (2021). Corporate Liquidity, Acquisitions, and Macroeconomic Conditions. *Journal of Financial & Quantitative Analysis*, 56(2), 443–474. <https://doi.org/10.1017/S0022109019000978>
- Estadão. (2022). *Basômetro*. <https://github.com/estadao/basometro>
- Fama, E. F., & French, K. R. (1997). Industry costs of equity. *Journal of Financial Economics*, 43(2), 153–193. [https://doi.org/10.1016/S0304-405X\(96\)00896-3](https://doi.org/10.1016/S0304-405X(96)00896-3)
- 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. <https://doi.org/10.1007/s41549-018-00034-3>
- Godeiro, L. L., & Lima, L. R. R. de O. (2017). Medindo incerteza macroeconômica para o Brasil. *Economia Aplicada*, 21(2), 311–334. <https://doi.org/10.11606/1413-8050/ea156958>

- Gouveia, A. C. (2020, Novembro 17). *Incertezas políticas e fiscais: Coadjuvantes importantes da incerteza brasileira em 2020*. Blog do IBRE. <https://blogdoibre.fgv.br/posts/incertezas-politicas-e-fiscais-coadjuvantes-importantes-da-incerteza-brasileira-em-2020>
- 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>
- Hill, A. D., Johnson, S. G., Greco, L. M., O’Boyle, E. H., & Walter, S. L. (2021). Endogeneity: A Review and Agenda for the Methodology-Practice Divide Affecting Micro and Macro Research. *Journal of Management*, 47(1), 105–143. <https://doi.org/10.1177/0149206320960533>
- Knight, F. H. (1921). *Risk, Uncertainty and Profit*. Houghton Mifflin Company.
- Liu, R., He, L., Liang, X., Yang, X., & Xia, Y. (2020). Is there any difference in the impact of economic policy uncertainty on the investment of traditional and renewable energy enterprises? – A comparative study based on regulatory effects. *Journal of Cleaner Production*, 255, 120102. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2020.120102>
- Maddala, G. S. (1986). *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*. Cambridge University Press.
- Nguyen, N. H., & Phan, H. V. (2017). Policy Uncertainty and Mergers and Acquisitions. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 52(2), 613–644. <https://doi.org/10.1017/S0022109017000175>
- Nguyen, N. H., Phan, H. V., & Simpson, T. (2020). Political corruption and mergers and acquisitions. *Journal of Corporate Finance*, 65, 101765. <https://doi.org/10.1016/j.jcorpfin.2020.101765>
- Pereira, R. M. (2001). Investment and uncertainty in a quadratic adjustment cost model: Evidence from Brazil. *Revista Brasileira de Economia*, 55(2), 283–311. <https://doi.org/10.1590/S0034-71402001000200006>
- PricewaterhouseCoopers. (2021). *Fusões e Aquisições no Brasil—Dezembro 2020*. <https://www.pwc.com.br/pt/estudos/servicos/assessoria-tributaria-societaria/fusoes-aquisicoes/2020/fusoes-e-aquisicoes-no-brasil-dezembro-20.html>
- 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*, 13(3), 371–390. <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*, 40, 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.
- Sha, Y., Kang, C., & Wang, Z. (2020). Economic policy uncertainty and mergers and acquisitions: Evidence from China. *Economic Modelling*, 89, 590–600. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2020.03.029>

- 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, M. C. de, Zobot, U. C., & Caetano, S. M. (2019). Dinâmica e Transição da Incerteza no Brasil: Uma investigação de autorregressão quantílica. *Estudos Econômicos*, 49(2), 305–335. <https://doi.org/10.1590/0101-41614924mus>
- Souza, J. R., Jr., 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/>
- Wang, Y., Chen, C. R., & Huang, Y. S. (2014). Economic policy uncertainty and corporate investment: Evidence from China. *Pacific-Basin Finance Journal*, 26, 227–243. <https://doi.org/10.1016/j.pacfin.2013.12.008>
- Wood, T., Jr., Caldas, M. P., & Vasconcelos, F. C. (2004). Fusões e Aquisições no Brasil. *GV-executivo*, 2(4), 41–45. <https://doi.org/10.12660/gvexec.v2n4.2004.34989>
- Wooldridge, J. M. (2019). *Introductory Econometrics: A Modern Approach* (7th ed). Cengage Learning.
- Zerbinatti, A. S., Rocha, B. de P., & Abras, A. L. G. (2021). Incerteza e atividade industrial brasileira: Uma abordagem setorial. *Nova Economia*, 31(2), 455–485. <https://doi.org/10.1590/0103-6351/5957>
- Zhang, G., Han, J., Pan, Z., & Huang, H. (2015). Economic policy uncertainty and capital structure choice: Evidence from China. *Economic Systems*, 39(3), 439–457. <https://doi.org/10.1016/j.ecosys.2015.06.003>

CONTRIBUIÇÕES DE AUTORIA

ATNB: Conceitualização, Metodologia, Análise formal, Tratamento dos Dados, Investigação, Escrita – rascunho original, Escrita – revisão & edição. WML: Conceitualização, Validação, Supervisão, Escrita – revisão & edição. PCM: Conceitualização, Validação, Supervisão, Escrita – revisão & edição.

CONFLITO DE INTERESSE

Os autores declaram não ter nenhum conflito de interesse.

APÊNDICE A: RESULTADOS DA ANÁLISE DE COMPONENTES PRINCIPAIS

Na Tabela A1 a seguir, são apresentados os resultados da PCA. Os resultados foram obtidos com as variáveis ICC, IBC, IEX e variação real do PIB ao ano. Considerou-se a média entre os meses de cada ano para os índices ICC, IBC e IEX, que possuem periodicidade mensal, para coincidir com a periodicidade das séries empregadas na análise de regressão, que são anuais. Para obtenção da matriz de correlação e dos componentes extraídos, foram utilizados todo o histórico de dados disponíveis para essas variáveis, com início em 2003, pois é o ano em que se inicia a divulgação das séries dos índices analisados, até a data de realização da análise (2020).

Tabela A1.

Autovalores e Proporção da Variância Total Explicada

| Componente | Autovalor | Diferença | Proporção | Acumulado |
|------------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| 1 | 2,43362 | 1,33377 | 0,6084 | 0,6084 |
| 2 | 1,09985 | 0,711264 | 0,2750 | 0,8834 |
| 3 | 0,388591 | 0,310659 | 0,0971 | 0,9805 |
| 4 | 0,0779318 | 0 | 0,0195 | 1,0000 |

Fonte: Elaborado pelos autores.

Por meio de combinações lineares entre as variáveis originais, foram extraídos 4 componentes, entretanto apenas o primeiro componente foi considerado para a variável INVOP, pois explica a maior parte da variância total das variáveis incluídas, com proporção de 60,84%. Segundo Hair et al. (2009, p. 112), a análise de componentes principais é mais adequada quando “a redução dos dados é uma preocupação prioritária, focando o número mínimo de fatores necessários para explicar a proporção máxima da variância total representada no conjunto original de variáveis”. Portanto, é um método de extração de componentes menos restritivo e mais simples que a análise de fatores comuns.

Na Tabela A2, são demonstrados os autovetores, que denotam a importância de cada variável para o componente extraído e o sinal indica a direção em que estão relacionados.

Tabela A2

Autovetores e Componentes Principais

| Variável | Comp. 1 | Comp. 2 | Comp. 3 | Comp. 4 |
|----------|---------|---------|---------|---------|
| IBC | -0,0417 | 0,9303 | 0,3282 | 0,1582 |
| ICC | 0,6129 | 0,1856 | -0,0801 | -0,7639 |
| IEX | 0,5836 | 0,1328 | -0,5723 | 0,5606 |
| PIB | 0,5311 | -0,2870 | 0,7472 | 0,2780 |

Fonte: Elaborado pelos autores.

O teste de esfericidade de Bartlett testa a hipótese nula de que a matriz de correlação é uma matriz identidade. Os resultados para esse teste apontaram um valor-p inferior a 0,05, o que indica a existência de correlações significantes entre as variáveis e permite dar seguimento à análise (Hair et al., 2009).

Referência

Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2009). *Multivariate Data Analysis* (7th ed). Prentice Hall.

APÊNDICE B: MATRIZ DE CORRELAÇÃO

O relacionamento preliminar entre as variáveis analisadas neste estudo pode ser constatado na tabela a seguir:

Tabela B1

Matriz de Correlação entre as variáveis empregadas nas regressões

| | FA (t+1) | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 | 11 | 12 | 13 | 14 | 15 | 16 | |
|----|-------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|-------|--------------|
| 2 | (Ln) EPU | -0,07 | | | | | | | | | | | | | | | |
| 3 | (Ln) IIE | -0,03 | 0,75 | | | | | | | | | | | | | | |
| 4 | (Ln) AT | 0,13 | 0,00 | 0,00 | | | | | | | | | | | | | |
| 5 | ROA | 0,03 | -0,18 | -0,11 | -0,01 | | | | | | | | | | | | |
| 6 | VREC | 0,07 | -0,23 | -0,13 | 0,05 | 0,17 | | | | | | | | | | | |
| 7 | ALAV | 0,04 | 0,02 | 0,00 | 0,30 | -0,33 | 0,01 | | | | | | | | | | |
| 8 | CX | 0,03 | 0,02 | 0,01 | -0,03 | 0,08 | 0,00 | 0,10 | | | | | | | | | |
| 9 | MTB | 0,00 | -0,13 | -0,09 | -0,10 | 0,32 | 0,08 | 0,07 | 0,08 | | | | | | | | |
| 10 | RET | 0,05 | 0,11 | 0,12 | -0,04 | 0,25 | 0,18 | -0,10 | 0,05 | 0,22 | | | | | | | |
| 11 | VOL | -0,02 | 0,17 | 0,17 | -0,34 | -0,29 | -0,07 | 0,00 | -0,11 | -0,05 | 0,05 | | | | | | |
| 12 | IMTB | 0,04 | -0,27 | -0,21 | -0,10 | 0,15 | 0,11 | -0,06 | 0,03 | 0,24 | 0,08 | -0,15 | | | | | |
| 13 | IRET | 0,01 | 0,25 | 0,26 | -0,03 | 0,02 | 0,01 | -0,05 | 0,00 | 0,08 | 0,53 | 0,05 | 0,20 | | | | |
| 14 | IVOL | -0,05 | 0,46 | 0,50 | -0,01 | -0,17 | -0,14 | -0,01 | 0,06 | -0,15 | 0,02 | 0,25 | -0,56 | 0,03 | | | |
| 15 | HHI | 0,05 | 0,01 | -0,01 | 0,27 | -0,05 | 0,03 | -0,07 | 0,10 | -0,03 | -0,07 | -0,06 | -0,02 | -0,14 | 0,29 | | |
| 16 | INVOP | 0,05 | -0,85 | -0,66 | -0,01 | 0,18 | 0,21 | -0,04 | -0,02 | 0,15 | 0,04 | -0,16 | 0,35 | -0,01 | -0,48 | -0,01 | |
| 17 | SELIC | -0,03 | 0,46 | 0,37 | -0,02 | -0,09 | -0,17 | 0,03 | 0,03 | -0,08 | -0,04 | 0,15 | -0,26 | 0,00 | 0,38 | 0,03 | -0,48 |

Nota: Em negrito correlações significativas a 10%.

Fonte: Elaborado pelos autores.

Constataram-se correlações moderadas e fortes em alguns casos entre as variáveis independentes do modelo, no entanto o VIF médio foi de 1,96 para a especificação com EPU e 1,63 para a especificação com IIE-Br. As correlações que levam em conta a variável $FA(t+1)$ foram significativas em quatro casos: EPU, AT, VREC e RET, com sinal negativo na variável de incerteza. Cabe destaque para algumas correlações que consideram as variáveis de incerteza. Percebeu-se que o ROA, variação da receita, *Market-to-Book* nos níveis da firma e da indústria reagem negativamente a oscilações de incerteza, com maior intensidade para a incerteza política. A volatilidade das ações tende a acompanhar positivamente as medidas de incerteza, com destaque para a volatilidade mediana da indústria que possui intensidade moderada. Tal evidência mostra que essa medida pode ser capaz de capturar efeitos da incerteza no ambiente, refletida em maior dispersão dos retornos a nível setorial e é um fato que pode justificar a sua utilização como uma *proxy* de incerteza. A variável INVOP possui forte correlação negativa com a incerteza (considerando os índices EPU, IIE-Br e a volatilidade mediana da indústria). Isso mostra que momentos de elevada incerteza estão fortemente associados a condições econômicas pobres, refletidas nas expectativas dos agentes sobre a atividade econômica. Por outro lado, a taxa de juros possui associação positiva com a incerteza. Os efeitos causais da incerteza sobre as variáveis financeiras e de mercado ainda são nebulosos. Nesse sentido, com a análise do relacionamento preliminar entre essas variáveis, sugere-se que sua causalidade seja testada em novos estudos.