

Revista de Economia Mackenzie



UNIVERSIDADE PRESBITERIANA MACKENZIE

© 2025 by Universidade Presbiteriana Mackenzie

Os direitos de publicação desta revista são da Universidade Presbiteriana Mackenzie.
Os textos publicados na revista são de inteira responsabilidade de seus autores.
Permite-se a reprodução desde que citada a fonte.

A revista Economia Mackenzie está disponível em:
<http://editorarevistas.mackenzie.br/index.php/rem/index>

Dados Internacionais de Catalogação (CIP)

Revista de Economia Mackenzie – v. 1, n. 1, jan./jul. 2003 – São Paulo:
Universidade Presbiteriana Mackenzie, 2003

Quadrimestral

Publicação do Centro de Ciências Sociais e Aplicadas e do Programa de
Pós-Graduação em Administração da Universidade Presbiteriana Mackenzie.

ISSN 1808-2785 (*on-line*)

1. Economia 2. Ciências econômicas

CDD-330

Universidade Presbiteriana Mackenzie

Reitor: Marco Tullio de Castro Vasconcelos

Chanceler: Robinson Grangeiro Monteiro

Diretor do Centro de Ciências Sociais e Aplicadas: Adilson Aderito da Silva

Coordenador do Programa de Pós-Graduação em Administração de Empresas: Walter Bataglia

Instituto Presbiteriano Mackenzie - Entidade Mantenedora

Diretor-Presidente: José Inácio Ramos

Diretor de Desenvolvimento Humano e Infraestrutura: José Francisco Hintze Junior

Diretor de Educação: Ciro Aimbré de Moraes Santos

Diretor de Estratégia e Negócios: André Ricardo de Almeida Ribeiro

Diretor de Finanças e Suprimentos: José Paulo Fernandes Júnior

Diretoria de Saúde: Luiz Roberto Martins Rocha

| | | | | | |
|-------------------------------|-----------|-------|------|----------|----------------|
| Rev. de Economia Mackenzie | São Paulo | v. 22 | n. 1 | p. 1-261 | jan./jun. 2025 |
|-------------------------------|-----------|-------|------|----------|----------------|

ENDEREÇO PARA CORRESPONDÊNCIA

Universidade Presbiteriana Mackenzie

Edifício Rev. Modesto Carvalhos

Rua da Consolação, 930 – sala 601

Consolação – São Paulo – SP – CEP 01302-907

V. 22 • N. 1 • São Paulo • 2025 • ISSN 1808-2785 (*on-line*)

Revista de Economia Mackenzie



UNIVERSIDADE PRESBITERIANA MACKENZIE

**Editor acadêmico**

Álvaro Alves de Moura Júnior

Conselho Editorial

| | |
|-------------------------------------|--|
| Antonio Delfim Neto | Universidade de São Paulo (Professor Emérito) |
| Antonio Zoratto Sanvicente | Instituto Brasileiro de Mercado de Capitais (IBMEC) |
| Diogenes Manoel Leiva Martin | Universidade Presbiteriana Mackenzie (UPM) |
| Eduardo Gianetti da Fonseca | Instituto de Ensino e Pesquisa (Insper) |
| Eduardo Kazuo Kayo | Universidade de São Paulo (USP) |
| Eduardo Matarazzo Suplicy | Fundação Getulio Vargas (FGV-SP) |
| Eleutério Fernando da Silva Prado | Universidade de São Paulo (USP) |
| Fernando de Holanda Barbosa | Escola de Administração de Pós-Graduação da Fundação Getulio Vargas (FGV/RJ) |
| Flávio Ataliba Flexa Daltro Barreto | Universidade Federal do Ceará (UFC/CAEN) |
| Flávio Vasconcellos Comim | Universidade Federal do Rio Grande do Sul (UFRGS)/University of Cambridge (Inglaterra) |
| Francisco L. Lopes | Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro (PUC-Rio) |
| Francisco Venegas Martinez | Instituto Tecnológico y de Estudios Superiores de Monterrey (ITESM) |
| Germano Mendes de Paula | Universidade Federal de Uberlândia (UFU) |
| Herbert Kimura | Universidade Presbiteriana Mackenzie (UPM) |
| João Amaro de Matos | Universidade Nova de Lisboa (Portugal) |
| Joaquim Carlos Racy | Universidade Presbiteriana Mackenzie (UPM) |
| José Serra | Universidade Estadual de Campinas (Unicamp) |
| Luiz Gonzaga de Mello Belluzzo | Universidade Estadual de Campinas (Unicamp) |
| Luis Carlos Bresser Pereira | Fundação Getulio Vargas de São Paulo (FGV-SP) |
| Marcio Pochmann | Universidade Estadual de Campinas (Unicamp) |
| Moises Ari Zilber | Universidade Presbiteriana Mackenzie (UPM) |
| Mônica Yukie Kuwahara | Universidade Presbiteriana Mackenzie (UPM) |
| Roberto Moreno | Escola de Negócios da Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro (PUC-Rio) |
| Roseli da Silva | Universidade Presbiteriana Mackenzie (UPM) |
| Willi Semmler | New School for Social Research (Estados Unidos) |
| Wilson Toshiro Nakamura | Universidade Presbiteriana Mackenzie (UPM) |

Coordenação Editorial

Camilla Sales

Preparação de originais

Carlos Villarruel

Revisão

Vera Ayres

Projeto gráfico e capa

AGWM Artes Gráficas

Diagramação

Acqua Estúdio Gráfico

Revista de Economia Mackenzie é indexada na base de dados *Economia y Negocios*, na *Business Source Complete* – EBSCO, na *ICAP – Indexação Compartilhada de Artigos de Periódicos*, na *Bibliographie der Rezensionen – Wissenschaftlicher* – IBZ (International Bibliography of Periodical Literature in the Humanities and Social Sciences), na *International Bibliography of the Social Sciences* – IBSS (The London School of Economics and Political Sciences), na *Fuente Académica* da EBSCO, e está disponível no *Ulrich's International Periodicals Directory*.

Sumário

| | |
|---|-----|
| Apresentação | 9 |
| Álvaro Alves de Moura Júnior | |
| Artigos | |
| Digressão intuitiva sobre o valor e a função da inteligência com o emprego da teoria dos jogos <i>Marcelo Furtado Martins de Paula</i> | 12 |
| O dinheiro e a modernidade social no capitalismo: Uma análise complementar entre Simmel e Minsky <i>William Gledson e Silva</i> | 33 |
| Previsão de volatilidade da taxa de câmbio dólar/real por meio de modelagem GARCH <i>Leandro Pereira da Silva</i> | 52 |
| A economia dos custos de transação e as transações nos mercados de derivativos de açúcar e etanol <i>Iago Emídio Lutz de Souza, Tatiana Massaroli de Melo</i> | 87 |
| O impacto do gasto público desagregado sobre o crescimento econômico: Uma análise para os estados brasileiros entre 2002 e 2018 <i>Luciana Maria da Silva, Rodolfo Herald da Costa Campos</i> | 111 |
| Dívida pública, PIB e hiato do produto (1994-2018): Modelos ARDL em painel <i>Vitor Henrique Okubo Sabatin, Flávio Vilela Vieira</i> | 135 |

| | |
|---|-----|
| O efeito da pandemia de covid-19 na volatilidade do Ibovespa: Uma análise empírica com modelos ARCH Arthur Henrique Pinheiro Néo, Fábio Lúcio Rodrigues | 162 |
| A produção agrícola do Brasil sob a dependência da limitação da expansão de áreas cultiváveis entre 2015 e 2020 Ricardo da Silva Souza, Alexandre Florindo Alves | 191 |
| Arrecadação do Imposto Predial e Territorial Urbano e complexidade econômica: Uma análise com painel dinâmico Adilson Giovanini, Helberte João França Almeida | 210 |
| Economias de escala nos municípios brasileiros: Determinantes dos gastos públicos e impactos da reeleição Luan Vinicius Bernardelli | 242 |

Contents

| | |
|--|-----|
| Presentation | 9 |
| Álvaro Alves de Moura Júnior | |
| Articles | |
| A game theory-based intuitive digression on intelligence value and function | |
| Marcelo Furtado Martins de Paula | 12 |
| The manifest money and social modernity in capitalism: a complementary analysis between Simmel and Minsky | |
| William Gledson e Silva | 33 |
| Dollar/real exchange rate volatility forecasting using GARCH modeling | |
| Leandro Pereira da Silva | 52 |
| The transaction costs economics and transactions in sugar and ethanol derivatives markets | |
| Iago Emidio Lutz de Souza, Tatiana Massaroli de Melo | 87 |
| The impact of disaggregated public spending on economic growth: an analysis of brazilian states from 2002 to 2018 | |
| Luciana Maria da Silva, Rodolfo Herald da Costa Campos | 111 |
| Public debt, GDP, and GDP GAP (1994-2018): panel ardl models | |
| Vitor Henrique Okubo Sabatin, Flávio Vilela Vieira | 135 |
| The effect of the covid-19 pandemic on the volatility of the ibovespa: an empirical analysis using ARCH models | |
| Arthur Henrique Pinheiro Néo, Fábio Lúcio Rodrigues | 162 |

| | |
|---|-----|
| Dynamics of agricultural production in Brazil under land use restrictions <i>Ricardo da Silva Souza, Alexandre Florindo Alves</i> | 191 |
| Urban land and property tax collection and economic complexity: an analysis with a dynamic panel <i>Adilson Giovanini, Helberto João França Almeida</i> | 210 |
| Economies of scale in brazilian municipalities: determinants of public expenditures and the impact of re-election <i>Luan Vinicius Bernardelli</i> | 242 |

Apresentação

O volume 22 (número 1) de 2025 da *Revista de Economia Mackenzie* apresenta uma série de estudos que abordam temas atuais e relevantes no campo da economia, com foco em dinâmicas financeiras, políticas públicas, teoria econômica e seu impacto no cenário nacional e internacional. A edição reúne artigos de renomados pesquisadores que exploram uma ampla gama de tópicos, desde a aplicação da teoria dos jogos e da inteligência estratégica até a análise das economias de escala nos gastos públicos municipais no Brasil.

O primeiro artigo, de Marcelo Furtado Martins de Paula, da Universidade Hebraica de Jerusalém, explora como a teoria dos jogos pode ser aplicada às atividades de inteligência estratégica, proporcionando uma compreensão mais profunda das interações competitivas e cooperativas entre os Estados.

O segundo trabalho, de William Gledson e Silva, da Universidade do Estado do Rio Grande do Norte, propõe uma análise que integra as teorias do dinheiro de Georg Simmel com as instabilidades financeiras cíclicas de Hyman Minsky, elucidando as mudanças sociais geradas pela financeirização.

O terceiro estudo, de Leandro Pereira da Silva, da Universidade Estadual Paulista, utiliza a metodologia GARCH para prever a volatilidade das taxas de câmbio entre o dólar norte-americano e o real, oferecendo importantes insights para o mercado financeiro.

O quarto artigo, de Iago Emidio Lutz de Souza e Tatiana Massaroli de Melo, também da Universidade Estadual Paulista, investiga a relação entre os custos nos contratos de derivativos agrícolas e a Economia dos Custos de Transação, destacando a relevância dos custos transacionais para a governança e o comportamento dos agentes no mercado de *commodities*.

O quinto artigo, de Luciana Maria da Silva e Rodolfo Herald da Costa Campos, da Universidade do Estado do Rio Grande do Norte, analisa o impacto dos gastos

públicos sobre o crescimento econômico *per capita* nos estados brasileiros, revelando como a alocação de recursos pode influenciar as disparidades no desenvolvimento regional.

O sexto estudo, de Vitor Henrique Okubo Sabatin e Flávio Vilela Vieira, da Universidade Federal de Uberlândia, examina o papel da dívida pública no PIB e no hiato do produto, destacando as implicações do endividamento para o crescimento econômico.

O sétimo artigo, de Arthur Henrique Pinheiro Né e Fábio Lúcio Rodrigues, da Universidade do Estado do Rio Grande do Norte, investiga os efeitos da pandemia de covid-19 na volatilidade do Ibovespa.

O oitavo artigo, de Ricardo da Silva Souza e Alexandre Florindo Alves, da Universidade Estadual de Maringá, analisa como as limitações na utilização de novas terras para cultivo impactaram a produção agrícola no Brasil entre 2015 e 2020. Os autores mostram que, apesar do crescimento, a produção agrícola tem avançado a taxas decrescentes, especialmente devido às restrições do Código Florestal e à escassez de novas áreas cultiváveis, particularmente na Amazônia Legal.

O penúltimo artigo, de Adilson Giovanini e Helberte João França Almeida, da Universidade Federal de Santa Catarina, avalia a influência da estrutura produtiva nas instituições locais, enquanto o décimo e último trabalho, de Luan Vinicius Bernardelli, da Universidade Federal de Goiás, investiga as economias de escala nos gastos públicos municipais e o impacto da reeleição de prefeitos sobre os padrões de despesa.

Desejamos uma excelente leitura.

Álvaro Alves de Moura Júnior

Editor acadêmico

ARTIGOS

DIGRESSÃO INTUITIVA SOBRE O VALOR E A FUNÇÃO DA INTELIGÊNCIA COM O EMPREGO DA TEORIA DOS JOGOS

Marcelo Furtado Martins de Paula

Graduado em Relações Internacionais pela Pontifícia Universidade Católica de Minas Gerais (PUC Minas), graduado em Economia pela Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG), especialista em Estudos Africanos e Afro-Brasileiros pela PUC Minas, mestre em Gestão e Resolução de Conflitos pela Universidade Hebraica de Jerusalém, em Israel, e doutorando em Relações Internacionais pela Universidade de Brasília.

E-mail: marcelo.paulafurta@mail.huji.ac.il

ID <https://orcid.org/0000-0001-8715-3111>

Como citar este artigo: Paula, M. F. M. de (2025). Digressão intuitiva sobre o valor e a função da inteligência com o emprego da teoria dos jogos. *Revista de Economia Mackenzie*, 22(1), 12-32. doi: 10.5935/1808-2785/rem.v22n1p.12-32

Recebido em: 4/6/2024

Aprovado em: 24/3/2025



Este artigo está licenciado com uma Licença Creative Commons - Atribuição-NãoComercial 4.0 Internacional

Resumo

Este artigo investiga a aplicação da teoria dos jogos à atividade de inteligência estratégica. Utilizando a teoria dos jogos, o estudo visa proporcionar uma compreensão de como a inteligência pode moldar dinâmicas competitivas e cooperativas entre Estados. As agências de inteligência informam de maneira significativa as decisões estratégicas a fim de ajudar na antecipação de ameaças e na exploração de oportunidades. O artigo está estruturado em três seções principais que abordam os seguintes temas: a evolução e as funções primárias da inteligência, os princípios fundamentais da teoria dos jogos e sua pertinência para as atividades de inteligência e, por fim, o papel da inteligência na mitigação de riscos e incertezas em interações estratégicas. Por meio desse arcabouço teórico, o artigo ilustra como operações de inteligência eficazes podem melhorar a segurança nacional ao revelarem as fraquezas e intenções dos adversários, permitindo assim que os Estados refinem suas estratégias. Este estudo destaca a utilidade da teoria dos jogos em elucidar a inter-relação entre inteligência e tomada de decisão estratégica nas relações internacionais.

Palavras-chave: Incerteza estratégica; informação assimétrica; inteligência; Relações Internacionais; teoria dos jogos.

Classificação JEL: C70

INTRODUÇÃO

A teoria dos jogos é uma ferramenta analítica amplamente utilizada para modelar e entender interações estratégicas em várias disciplinas, incluindo economia, política e, o que se pretende fazer neste artigo, a atividade de inteligência. A aplicação dessa teoria às relações internacionais permite uma compreensão profunda das dinâmicas competitivas e cooperativas entre os Estados e suas agências de inteligência. Morrow (1994) enfatiza que a teoria dos jogos pode modelar comportamentos complexos, fornecendo uma estrutura lógica para antecipar ações adversárias e tomar decisões informadas. Este artigo visa explorar como a atividade de inteligência pode ser compreendida por meio do arcabouço teórico da teoria dos jogos.

As agências de inteligência exercem um relevante papel nas relações internacionais (Betts, 2007). Elas fornecem informações relevantes que influenciam as decisões estratégicas dos Estados, ajudando a antecipar ameaças e a

explorar oportunidades. A inteligência não apenas informa sobre as capacidades e intenções dos adversários, mas também fortalece alianças e cooperações, mesmo em relações assimétricas, como demonstrado por O’Neil (2017). Assim, uma análise baseada na teoria dos jogos tem o poder de iluminar como a competição e a cooperação em inteligência moldam os resultados das interações internacionais. Particularmente, evidencia, do ponto de vista teórico, como os Estados podem usar a inteligência para mitigar riscos e aumentar sua segurança nacional.

Nesse sentido, a credibilidade da dissuasão de um Estado depende da qualidade de sua inteligência (Brams & Kilgour, 1988). Operações eficazes de inteligência podem revelar as fraquezas e intenções dos adversários, permitindo que Estados ajustem suas estratégias de forma mais precisa. Isso posto, este artigo modela a atividade de inteligência em uma estrutura formal da teoria dos jogos, com o objetivo de compreender sua função nesse quadro teórico.

Para isso, além deste texto introdutório e da conclusão, o artigo se estrutura em três seções principais. A primeira seção, “Estudo da atividade de inteligência”, traça a evolução da inteligência como disciplina acadêmica e discute suas definições e funções principais. A segunda seção, “Teoria dos jogos e inteligência”, apresenta os fundamentos da teoria dos jogos e como eles se aplicam à atividade de inteligência, ilustrando com modelos específicos como o Jogo da Confiança. A última seção, “Incerteza: inteligência como ferramenta alteradora de risco”, explora como a inteligência pode reduzir a incerteza e alterar a dinâmica dos jogos estratégicos, oferecendo uma análise detalhada de como a informação assimétrica influencia as decisões dos Estados. Com isso, afiguram-se a relevância e a aplicabilidade da teoria dos jogos para a compreensão do papel da atividade de inteligência nas relações internacionais.

1

ESTUDO DA ATIVIDADE DE INTELIGÊNCIA

O estudo da atividade de inteligência existe como disciplina acadêmica desde meados do século passado. Não obstante, pouco resultado se obteve no sentido de estabelecer uma teoria da inteligência, embora essa seja uma demanda traçada desde o princípio por acadêmicos da área (Kahn, 1996; Munton & Fredj, 2013). Como observa Warner (2014), a definição do que é inteligência é a base do debate em teoria de inteligência e envolve o que

incluir e o que excluir do conceito. Segundo o autor, a definição mais comumente é de que inteligência é simplesmente informação para tomada de decisão. Ou, como define Gill (2007, p. 96), “a produção de inteligência é um processo pelo qual o conhecimento é desenvolvido de forma a orientar ou justificar a ação governamental, ou seja, política” (tradução nossa).

Kahn (1996) propõe três princípios que definem a inteligência. A função da inteligência, como apresentada por ele, é *otimizar os recursos de seu usuário* – sobre função da inteligência, ver também a revisão bibliográfica em Afonso (2006). Kahn (1996) advoga ainda que a inteligência é *auxiliar*. Nesse sentido, Guedes (2006) chega a uma conclusão similar e defende uma interpretação da inteligência como serviço, com foco na qualidade e disponibilizado ao usuário para sua utilização.

Fingar (2011) sugere que o trabalho da inteligência é incremental, ou seja, a análise tem mais valor para o cliente quando ela lhe proporciona novos *insights* e informação que permitam ao decisor *elaborar melhor suas ideias*. Para o autor, os usuários preferem ter autonomia de suas decisões a ter indicações precisas sobre o que fazer. Dito de outra forma, o produto da inteligência é mais valioso quando aprimora o *estoque de informações* do usuário.

O autor observa ainda que o uso de inteligência (ou informações) para tomar melhores decisões não se restringe a governos. Empresas e indivíduos se informam para melhor decidir. No caso de governos, a atividade de inteligência não é, naturalmente, a única a *informar* a decisão. Outros canais – institucionais e não institucionais – contribuem para o estoque de informações do decisor. A singularidade como a inteligência é adquirida em primeiro lugar e a análise elaborada sobre esses dados em segundo, motivos pelo qual Herman (1996) reconhece a necessidade de sigilo para a atividade de inteligência, são precisamente o que dão a essa *informação* um valor especial: ela não é melhor ou pior que outras fontes, mas é *única*.

Embora Herman (1996) tenha apropriadamente observado que os alvos de inteligência não são atores previsíveis e racionais, o exercício de encaixar a atividade de inteligência em modelos econômicos de atores racionais pode contribuir para o estudo e a crítica da atividade. Esse é o objetivo deste artigo.

Como toda simplificação, modelos de teoria dos jogos naturalmente abstraem importantes elementos presentes na vida real. A referência à utilidade dos mapas é sempre útil na defesa desse tipo de abordagem. Há diferentes qualidades de mapas, e haverá diferentes qualidades de modelos e teorias. Se o modelo é bom, também serão as conclusões e análises dele derivadas.

Mesmo que disponível, a inteligência nem sempre é utilizada pelo tomador de decisão (Warner, 2009; Fingar, 2011). Albæk (1995) observa que poucas vezes pesquisas científicas influenciaram a tomada de decisão política. Pode ser que uma situação similar ocorra à inteligência, mas o fato de ela ser *de uso exclusivo* do decisão e estar à sua disposição para definição de seu objeto torna sua aplicabilidade muito mais provável (Fingar, 2011). De qualquer forma, como observa Albæk (1995), é próprio das democracias que haja adaptações na tomada de decisão, mais do que determinação pelo conhecimento científico (ou inteligência). De acordo com o autor, o uso de pesquisas é uma coisa significativamente mais complexa do que o cálculo racional ou a busca de maximizar os próprios interesses. Assim, a fronteira entre argumentação científica e a prática política (o paralelo com a inteligência permanece válido) é muito fluida. Quanto mais democrática é uma sociedade, mais ela estará propensa a balancear diferentes interesses e visões. Essa é, de acordo com o autor, exatamente a diferença entre democracias e ditaduras, permitindo diferenças de opinião e dissenso.

Feita a ressalva e admitindo os ganhos advindos da abstração, este artigo pretende explorar a ideia de que, caso a inteligência seja plenamente utilizada, em um arcabouço de teoria dos jogos, seu papel seria imediato: alterar o estoque relativo de informações sobre o valor do jogo, o estoque de informações do oponente (e, assim, a probabilidade de que ele escolha cada estratégia) e a própria informação acerca do estoque de informações do oponente. Essas três instâncias coincidem com o propósito da inteligência apresentado por Jensen III et al. (2018). Os autores argumentam que esse propósito é oferecer ao decisão condições de responder a três perguntas:

- 1) Qual é a capacidade do seu adversário?
- 2) Quais são as intenções do adversário?
- 3) Quais efeitos tudo isso tem na capacidade de atingir os objetivos nacionais?

Essas instâncias também se harmonizam com a ideia apresentada por Sims (2014) de que, embora poucos teóricos meçam a inteligência em termos de sua capacidade de azeitar a escolha de agentes competidores, essa é a essência da função da inteligência. A autora observa que “boa inteligência envolve reduzir a incerteza *em relação* a adversários e no contexto do conflito em questão” (Sims, 2014, p. 46, grifo da autora, tradução nossa).

Informações mais apuradas sobre o que está em jogo melhoram a estimativa acerca do valor do jogo. A constrainteligência e as operações de desinformação (Herman, 1996; Lowenthal, 2006; Jensen III et al., 2018) interferem no estoque de informações do oponente. E a inteligência sobre o estoque de informações do oponente está intimamente ligada com o objetivo da inteligência de antecipar suas decisões ou, em teoria dos jogos, antecipar sua jogada.

Não analisaremos os motivos por que outros aspectos da tomada de decisão porventura se sobrepõem ao conhecimento de inteligência. Abstraindo todos esses aspectos, vamos focar os três aspectos da inteligência em um determinado jogo de tomada de decisões (valor do jogo, estoque de informações do oponente e informação sobre o comportamento e o estoque de informações do oponente).

Não é nosso foco discutir de forma aprofundada todos os aspectos da tomada de decisão. O objetivo aqui é analisar, sob a perspectiva da teoria dos jogos, como a inteligência interfere na tomada de decisão.

2

TEORIA DOS JOGOS E INTELIGÊNCIA

Em teoria dos jogos, um jogo é uma representação formal de determinada situação em que indivíduos têm seu *status* ou bem-estar dependente não só de suas ações, mas também das ações dos outros indivíduos envolvidos – o que convencionou-se chamar de *dependência estratégica* (Fudenberg & Tirole, 1991). Nessa situação, a melhor *jogada*, ou decisão, de cada jogador também depende da ação esperada dos demais jogadores (Mas-Colell et al., 1995). Essa característica – precisamente a ênfase na expectativa em relação à jogada adversária – é o que torna a teoria dos jogos particularmente útil para entender a atividade de inteligência.

Jogos podem ser cooperativos ou não cooperativos. Os cooperativos são aqueles que permitem negociações com contratos vinculativos entre os jogadores, de modo que se possam planejar as estratégias em conjunto. Os não cooperativos são aqueles em que esses contratos não são possíveis (Pindyck & Rubinfeld, 2002). A representação teórica de um jogo exige definir: 1. quem são os jogadores; 2. quais são as regras do jogo; 3. os resultados decorrentes de cada ação; e 4. os *payoffs*, ou quais são as preferências de cada jogador em relação a cada um dos possíveis resultados (Mas-Colell, 1995).

Os jogadores tomam *decisões estratégicas* que levam em consideração atitudes e respostas dos outros jogadores. Dessa forma, temos *estratégias* como o plano de ação ou a regra para participar do jogo e *payoffs* como recompensas ou benefícios em decorrência da decisão estratégica. Uma *estratégia dominante* é aquela em que um jogador toma a melhor decisão para ele, independentemente das decisões dos outros jogadores. Um *equilíbrio de Nash* é aquele em que os jogadores tomam a melhor decisão *em função* da decisão dos outros (Pindyck & Rubinfeld, 2002).

Como uma abordagem teórica formal, isto é, representada em termos matemáticos, a teoria dos jogos proporciona maior rigor lógico e utiliza-se de ferramentas matemáticas bem estabelecidas. As relações internacionais enquadram-se bem nas premissas da teoria dos jogos – derivada da teoria da escolha racional, determina que os atores são racionais e escolherão a estratégia que trará maiores benefícios em consequência de seu comportamento (Kydd, 2015).

Como observado por Kydd (2015), a abstração proporcionada por modelos construídos com base na teoria dos jogos é útil para estudar problemas em uma forma mais simples, livres de detalhes que mais confundem do que auxiliam a análise. Sendo matemáticos, é importante, quando se elaboram modelos, definir como as equações serão construídas – qual é sua estrutura e como ela se desenvolve. Modelos teóricos são essenciais nesse aspecto. O presente artigo baseia-se em Warner (2009) e Fingar (2011) como parâmetro para a atividade de inteligência e em Kydd (2015) como guia de modelagem.

Tome-se a seguinte representação de um Jogo da Confiança, apresentado por Kydd (2015). O jogo representa dois países considerando a opção de atacar (e iniciar uma guerra) ou manter o *status quo*. Na matriz apresentada a seguir, s_i representa o *payoff* do *status quo* de cada jogador, enquanto g_i refere-se aos respectivos *payoffs* para a guerra, sendo g_i^p o *payoff* de quem ataca primeiro e g_i^s o de quem ataca depois.

Matriz 1

Jogo da Confiança

| | | Jogador 2 | |
|-----------|------------|----------------|----------------|
| | | atacar | não atacar |
| Jogador 1 | atacar | s_1, s_2 | g_1^s, g_2^p |
| | não atacar | g_1^p, g_2^s | g_1, g_2 |

Em que pesem essas informações, para representar a vantagem de quem realiza um ataque primeiro,

$$g_i^P > g_i > g_i^S$$

que, se calibrado com os hipotéticos *payoffs*,

Matriz 2

Jogo da Confiança

| | | Jogador 2 | |
|-----------|----------|-----------|-------|
| | | Cooperar | Trair |
| Jogador 1 | Cooperar | 4, 4 | 1, 3 |
| | Trair | 3, 1 | 2, 2 |

apresentará dois equilíbrios de Nash e nenhuma estratégia dominante. Como observado por Kydd (2015), a possibilidade de diálogo favorece a melhor escolha, que é cooperar-cooperar.

Kydd (2015) aponta que os modelos precursores estabeleceram que a guerra somente era possível em um ambiente de *incerteza ou informação incompleta*. Sob a *informação completa*, os países têm claras suas forças relativas, momento em que Blainey (1988 como citado em Kydd, 2015) identifica como determinante para que as guerras *terminem*.

Boa parte dos modelos de teoria dos jogos em relações internacionais tratam da possibilidade de conflito, seja com ênfase nos custos da guerra ou da balança de poder (Kydd, 2015). Aprender sobre as capacidades militares do outro lado gera informação sobre a balança de poder, o que também afeta o *payoff* de guerra do outro lado (Kydd, 2015) – e gera modelos mais complexos.

■ 2.1 Representação formal do jogo

Mas-Colell et al. (1995) apresentam a seguinte representação formal de um jogo:

$$\Gamma_E = \{\mathcal{X}, \mathcal{A}, I, p(\cdot), \alpha(\cdot), \mathcal{H}, H(\cdot), \iota(\cdot), \rho(\cdot), u\}$$

Em que \mathcal{X} é um conjunto finito de nós de decisão (rodadas do jogo), \mathcal{A} é um conjunto finito de ações possíveis e há um conjunto finito de jogadores $\{1, \dots, I\}$. Por sua vez, $p: \mathcal{X} \rightarrow \{\mathcal{X} \cup \emptyset\}$ representa o predecessor imediato de cada nó (rodada do jogo). A função $\alpha: \mathcal{X} \setminus \{x_0\} \rightarrow \mathcal{A}$ dá a ação que leva a qualquer nó (rodada) não inicial x a partir de seu predecessor $p(x)$. A função \mathcal{H} representa a coleção de conjuntos de informação, e a função $H: \mathcal{X} \rightarrow \mathcal{H}$ atribui cada nó de decisão a um conjunto de informações $H(x) \in \mathcal{H}$. A função $\iota: \mathcal{H} \rightarrow \{0, 1, \dots, I\}$ atribui cada conjunto de informações em \mathcal{H} para o jogador que mexe no nó de decisão naquele conjunto. A função $\rho: \mathcal{H}_0 \times \mathcal{A} \rightarrow [0, 1]$ atribui probabilidades a ações em conjuntos de informação em que a natureza¹ joga (rodadas iniciais). Por fim, o jogo tem uma coleção de funções de payoff $u = \{u_1(\cdot), \dots, u_I(\cdot)\}$ atribuindo utilidades aos jogadores em cada nó terminal de decisão que pode ser alcançado.

Como se depreende, o estoque de informações de cada jogador é fundamental na determinação de sua estratégia. A eventualidade de assimetria de informações e a conexão desse conceito com a função da inteligência são discutidas a seguir.

¹ No modelo apresentado por Harsanyi (1967), atribui-se à natureza, ou seja, a uma determinação aleatória, o tipo de cada jogador no início de cada jogo. Esse tipo determinará seu comportamento por meio de sua função particular de utilidade.

3

INCERTEZA: INTELIGÊNCIA COMO FERRAMENTA ALTERADORA DE RISCO

Inteligência (como serviço, produto e organização) só faz sentido em um mundo com assimetria de informações, como um *lemon market* (Akerlof, 1970). Para Fingar (2011), os Estados justificam seus investimentos em inteligência pela necessidade de reduzirem a incerteza em relação às ameaças à nação, aos seus interesses e aos seus cidadãos. A Política Nacional de Inteligência, por exemplo, elenca 11 ameaças principais antes de definir os objetivos e diretrizes da Inteligência Nacional (Decreto nº 8.793, 2016). Fingar (2011) avalia que essa ênfase na ameaça ofusca a função da comunidade de inteligência de identificar oportunidades e direcionar decisões que levem a uma trajetória mais favorável ao país.

De qualquer maneira, a comunidade de inteligência tem o acesso a informações classificadas e obtidas de maneira sigilosa como diferencial em relação a outras agências governamentais. Essas informações não tornam o produto necessariamente melhor, mas certamente diferente. A classificação dos documentos, ainda que por tempo limitado, permite que determinados assuntos, envolvendo aliados ou adversários, sejam abordados de forma mais objetiva e completa, a fim de que decisões e rodadas de negociação sejam conduzidas de forma a favorecer o estoque relativo de informações por parte do governo (Kent, 1996; Herman, 1996; Lowenthal, 2006).

De acordo com Fingar (2011), o esforço de reduzir a incerteza pode estar relacionado à aquisição de nova informação, pensar e processar conhecimento existente para obter novas conclusões, ou refutar conclusões que o usuário sustente ou tenha disponível para uso. Independentemente do tipo de análise, ela “quase sempre tenta aumentar o entendimento do que é conhecido, o que permanece desconhecido, o que está acontecendo, quais eventos parecem estar acontecendo, o que os está conduzindo e o que pode alterar a trajetória de desenvolvimento” (Fingar, 2001, p. 3).

Warner (2009, 2014) conceitualiza a inteligência como ferramenta que não apenas mitiga o risco, mas também efetivamente o altera para atores conscientes e inconscientes. Esse processo, naturalmente, sofrerá resistências de parte a parte, de forma que a inteligência de um ator interfere na inteligência de outro. O resultado é um somatório de todos esses vetores.

Em teoria dos jogos, quando alguns jogadores não conhecem os *payoffs* dos outros, ou seja, há incerteza sobre as funções de utilidade de cada jogador, o jogo é considerado de *informação incompleta* (Fudenberg & Tirole, 1991). A incerteza é representada pelo conjunto de informações: um conjunto de nós na árvore do jogo pertencente a um jogador e indistinguível para ele – sobre a forma extensiva de representação de um jogo, ver Mas-Colell et al. (1995, p. 221). Em uma situação de *informação imperfeita*, é necessário considerar como um jogador *acredita* que sejam as preferências dos outros jogadores, assim como as crenças desses outros jogadores sobre as preferências dos demais (Mas-Colell et al., 1995). Harsanyi (1967) propôs uma solução, amplamente empregada, que é transformar o problema de informação incompleta em um problema de informação imperfeita. Nessa solução, considera-se haver, *a priori*, determinada distribuição de tipos de jogador, em que as preferências desses tipos são conhecidas, assim como sua distribuição provável. Dessa forma, estabelece-se um *jogo bayesiano*, em que o jogador observa a realização da própria variável e estabelece sua estratégia com base em uma racionalidade bayesiana (Mas-Colell et al., 1995).

No jogo bayesiano, cada jogador i tem uma função de *payoffs* $u_i(s_i, s_{-i}, \theta_i)$, em que s_i é a estratégia de cada jogador e $\theta_i \in \Theta_i$ é uma variável randômica, observada apenas pelo jogador i e escolhida pela natureza, mas cuja distribuição conjunta de probabilidade de todos os θ_i s é conhecida por todos os jogadores (Mas-Colell et al., 1995, p. 255).

Uma estratégia pura, ou regra de decisão, para o jogador i nesse jogo bayesiano será uma função $s_i(\theta_i)$. Isso dará a escolha estratégica do jogador i para cada vez que seu tipo θ é realizado. Dessa forma, o conjunto de estratégias (funções) de i estará inserido no conjunto \mathcal{S}_i , e seu payoff esperado, dado um perfil de estratégias puras para todos os I jogadores $(s_1(\cdot), \dots, s_I(\cdot))$, será

$$\tilde{u}_i(s_1(\cdot), \dots, s_I(\cdot)) = E_\theta[u_i(s_1(\theta_1), \dots, s_I(\theta_I), \theta_i)]$$

O equilíbrio bayesiano de Nash para o jogo bayesiano $[I, \{S_i\}, \{u_i\}, \theta, F(\cdot)]$ será aquele em que cada jogador i escolha a melhor ação em cada conjunto de informações, dadas as estratégias dos outros jogadores, as utilidades de cada jogador, o conhecimento a respeito das crenças de cada jogador e da função $F(\theta_1 \dots \theta_I)$ como a probabilidade da distribuição da natureza dos jogadores.

Após a rodada, as estimativas sobre o jogador são atualizadas. Assim, a utilidade esperada do jogador i será

$$\tilde{u}_i(s_i(\cdot), \dots, s_I(\cdot)) = E_{\theta}[u_i(s_1(\theta_1), \dots, s_I(\theta_I), \theta_i)]$$

Ou seja, uma função das estratégias dos demais jogadores e da expectativa em relação às utilidades e estratégias de todos os demais jogadores. O equilíbrio de Nash será aquele em que para todo $i = (1, \dots, I)$,

$$\tilde{u}_i(s_i(\cdot), s_{-i}(\cdot)) \geq \tilde{u}_i(s'_i(\cdot), s_{-i}(\cdot))$$

para todo $s'_i \in \mathcal{S}_i$.

Em relações internacionais, em se tratando de conflitos, a incerteza normalmente afeta três fatores: as funções de utilidade das partes (ou jogadores), seu poder relativo e os respectivos custos em caso de conflito (Kydd, 2015).

Sair da arbitrariedade de E_{θ} com a distribuição conhecida por todos os jogadores implica perder o poder de facilmente calibrar e resolver a equação de utilidade. Contudo, é útil para o exercício intuitivo de nosso problema. Assim, com assimetria de informações, E_{θ} passa a se dar em função de $H(x) \in \mathcal{H}$ e $F(\cdot)$, e podemos definir a utilidade do jogador de inteligência nesse contexto como

$$\tilde{u}_i(s_i(\cdot), \dots, s_I(\cdot)) = E_{\theta}[u_i(s_1(\theta_1), \dots, s_I(\theta_I), \theta_i)]|H(x)$$

o que, naturalmente, traz a resultados diferentes dos esperados na ausência de assimetria de informações.

■ 3.1 Amarrando os conceitos

Suponha um cenário com cinco países $I = \{1, 2, 3, 4, 5\}$ e no qual está desenhado um jogo em que o país 1, que faz fronteira com o país 2, acumula

tropas e equipamentos militares na fronteira, alegando tratar-se de exercícios de guerra. Há tensão no cenário internacional, uma vez que 1 é uma potência nuclear e vê com maus olhos a aproximação de 2 com 3, um rival histórico. A tensão está baseada na incerteza acerca da natureza de 1, o que definirá se o movimento de acumular tropas representa uma primeira jogada em direção à guerra ou não.

Nesse cenário, digamos que existam $\Theta = \{1 \dots 6\}$ naturezas de estados:

Θ_1 = Grande potência, imperialista, intervencionista

Θ_2 = Grande potência, neutro, não intervencionista

Θ_3 = Grande potência, imergente (crise), intervencionista

Θ_4 = Potência média, emergente, intervencionista

Θ_5 = Potência média, estável, não intervencionista

Θ_6 = Pequeno país, neutro, não intervencionista

Focando as ações dos países 1 e 2, temos para cada um o seguinte conjunto de ações A:

- País 1:

$A_1 = \{\text{acumular tropas, não acumular tropas}\}$

- País 2:

$A_2 = \{\text{preparar defesa, não preparar defesa}\}$

Quanto ao país 3, poderíamos pensar estratégias como:

$A_3 = \{\text{enviar tropas para 2, enviar recursos para 2, não fazer nada}\}$

Mas iremos abstrair os demais países da análise.

As funções de *payoff* u dependem das ações tomadas por cada país e da natureza dos Estados. Consideremos os seguintes *payoffs* simplificados:

- Se o país 1 acumula tropas e o país 2 não prepara defesa:

- País 1: $u_1 = 10$
- País 2: $u_2 = -10$

- Se o país 1 acumula tropas e o país 2 prepara defesa:

- País 1: $u_1 = 5$
- País 2: $u_2 = -5$

- Se o país 1 não acumula tropas:

- País 1: $u_1 = 0$
- País 2: $u_2 = 0$

O conjunto de informações H representa o conhecimento de cada jogador sobre o estado de natureza θ . Inicialmente, os jogadores têm uma distribuição de probabilidades ρ sobre as naturezas possíveis de país 1. No cenário sem inteligência, os países tomam decisões baseadas em suas percepções iniciais das naturezas dos estados e das ações dos outros países. A introdução da inteligência pode alterar significativamente essa dinâmica, melhorando as estimativas de θ e, portanto, ajustando as estratégias dos jogadores. No presente exercício, o país 3 poderia, inclusive, oferecer inteligência ao país 2, melhorando sua estimativa de θ e dos payoffs.

O jogo poderia se desenrolar nesta sequência:

- **Passo 1: Definir natureza e informações iniciais**

O país 1 tem uma natureza θ_1 escolhida aleatoriamente entre $\{\theta_1, \theta_2, \theta_3, \theta_4, \theta_5, \theta_6\}$. Os países 2, 3, 4, 5 têm uma crença inicial sobre a natureza de país 1, representada pela distribuição de probabilidades $\rho(\theta)$.

- **Passo 2: Decisões sem inteligência**

O país 1 decide se acumula tropas com base em sua natureza. O país 2 decide se prepara defesa com base em suas crenças sobre θ_1 .

- **Passo 3: Introdução da inteligência**

O país 2 utiliza a inteligência para obter informações adicionais sobre θ_1 . A função H é atualizada para refletir as novas informações adquiridas.

• Passo 4: Decisões com inteligência

O país 2 revisa suas crenças e ajusta sua estratégia com base nas novas informações.

O país 1 e outros países ajustam suas estratégias considerando a possível nova postura de país 2.

• Equilíbrio bayesiano de Nash com inteligência

1) Sem inteligência:

✓ O país 2 tem uma crença inicial e toma a decisão de preparar ou não a defesa com base nessa crença.

✓ O país 1 toma a decisão de acumular tropas ou não, dependendo de sua natureza θ_1 .

2) Com inteligência:

✓ O país 2 coleta informações e atualiza seu conjunto de informações $H(x)$.

✓ O país 2 ajusta suas crenças sobre θ_1 e decide se prepara ou não a defesa.

✓ O país 1 pode perceber a mudança na postura de País 2 e ajustar suas ações.

• Representação do jogo

Para formalizarmos, consideramos as seguintes funções de *payoff* condicionais:

✓ *Payoff* do país 2: Depende das ações do país 1 (s_1), das próprias ações (s_2), da natureza θ_2 , e do conjunto de informações $H(x)$.

$$\tilde{u}_2(s_2(\cdot), s_1(\cdot)) = E_{\theta}[u_2(s_2(\cdot), s_1(\cdot)), \theta_2] | H(x)$$

✓ *Payoff* do país 1: Similarmente, depende das ações de ambos os países, da natureza θ_1 e do conjunto de informações $H(x)$.

$$\tilde{u}_1(s_1(\cdot), s_2(\cdot)) = E_{\theta}[u_1(s_1(\cdot), s_2(\cdot)), \theta_1] | H(x)$$

Ao incluirmos a inteligência, alteramos significativamente o conjunto de informações H , permitindo que o país 2 ajuste suas crenças e estratégias de maneira mais precisa. Isso, por sua vez, influencia a decisão do país 1, criando um ciclo de *feedback* que pode mudar o equilíbrio do jogo. Em última análise, a inteligência permite que os jogadores tomem decisões mais informadas, reduzindo a incerteza e melhorando os resultados esperados.

Para Fingar (2011), a despeito do método, da velocidade e da quantidade de informação, o objetivo da inteligência é reduzir a incerteza sobre as aspirações, a capacidade e as ações de outros jogadores, sejam eles aliados ou não. Traduzindo isso em terminologia da teoria dos jogos, a inteligência precisa que haja pelo menos um segundo *jogador* cujas *estratégias* impactem o *payoff* do usuário. Defendo aqui que o objetivo último da inteligência é *melhorar esse payoff*, e essa pode ser uma medida de sucesso ou falha da inteligência. Seja u' a função utilidade com estoque informacional da inteligência, e $c(I)$, o custo da inteligência, sempre que $(u' - u) > c(I)$, a inteligência foi efetiva.

O jogo é específico do usuário: ele toma as decisões, não a inteligência. Por esse motivo, a inteligência deve ser focada no usuário – o jogador. Inteligência genérica tem menos valor, porque informa menos *a respeito da decisão específica a ser tomada pelo usuário*. Esse é o conceito de *utilidade*.

Se o analista não sabe o que o usuário sabe (seu estoque de informações) e do que ele precisa (seu jogo), sua análise pode tornar-se inútil por ser repetida ou desfocada. O valor do jogo determinará o valor da inteligência. Muitos jogos são jogados, por muitos jogadores (usuários), em muitos âmbitos do Estado. Como observado por Fingar (2011), em análise estratégica, o objetivo último é moldar o futuro, e não o prever. Ao identificar as condicionantes das decisões, a inteligência orienta uma melhor *estratégia* que, em última análise, realiza uma mudança objetiva de futuro.

Caso a inteligência fosse totalmente utilizada, teríamos um cenário de jogo perfeitamente modelado, em que o papel da inteligência seria direto: alterar a informação relativa que se possui sobre o valor do jogo, o estoque de informações do oponente (e, consequentemente, a probabilidade de cada estratégia adotada por ele) e a própria informação sobre o estoque de informações do oponente.

Com esses conceitos, podemos explorar um segundo modelo ilustrativo. Suponha um modelo com os seguintes jogadores:

| |
|----------------------------------|
| Estado A |
| Estado B |
| Agência de inteligência A (AI-A) |
| Agência de inteligência B (AI-B) |

e com as seguintes estratégias:

| |
|-------------------------------|
| Estados A e B: |
| • Cooperação diplomática. |
| • Não cooperação diplomática. |
| • Coerção militar. |

| |
|---------------------------------------|
| Agências de inteligência A e B: |
| • Obter inteligência. |
| • Realizar contrainteligência. |
| • Realizar campanha de desinformação. |

CONCLUSÃO

Consciente do alerta de Phytian (2008) de que as teorias que explicam a existência de serviços de inteligência normalmente são teorias de política internacional e não de inteligência, este artigo procurou traduzir a atividade de inteligência em linguagem de teoria dos jogos aplicada às relações internacionais. Se não seguiu a proposta de Phytian de que uma teoria da Inteligência deva focar as falhas, a ética, o controle e a *accountability*, proporcionou uma base formal sobre a qual particularmente o conceito de falha e acerto possa ser desenvolvido.

A aplicação da teoria dos jogos ao estudo da atividade de inteligência oferece um quadro teórico robusto para compreender as dinâmicas estratégicas entre Estados. A teoria dos jogos, com sua ênfase na dependência estratégica e na racionalidade dos atores, proporciona um mecanismo analítico para entender como os Estados utilizam a inteligência para antecipar as ações dos adversários e responder a elas, ajustando suas estratégias para maximizar os benefícios e minimizar os riscos. Assim, a inteligência desempenha um papel significativo ao fornecer informações que moldam decisões estratégicas, influenciando diretamente os resultados nas relações internacionais.

A importância da inteligência na política internacional é multifacetada. Como discutido, a inteligência não apenas melhora a segurança nacional ao prever e mitigar ameaças, mas também fortalece alianças e cooperações internacionais. Estudos como os de Bennett (1997) e O’Neil (2017) ilustram como a cooperação em inteligência pode prolongar a duração das alianças e equilibrar relações assimétricas. Além disso, a capacidade de entender as intenções e as capacidades de aliados e adversários permite que os Estados naveguem com maior eficácia nas complexas paisagens diplomáticas.

No contexto da teoria dos jogos, a inteligência altera significativamente a dinâmica dos jogos de tomada de decisão. Em um ambiente de incerteza, a inteligência reduz a assimetria informacional, proporcionando aos decisores uma visão mais clara das intenções e capacidades dos adversários. Isso é essencial para calibrar estratégias de dissuasão e garantir que as ações tomadas sejam baseadas em informações precisas e atualizadas. A introdução de conceitos de teoria dos jogos como equilíbrio de Nash e jogos bayesianos, conforme discutido por Kydd (2015), oferece uma estrutura formal para analisar como a inteligência pode influenciar a escolha de estratégias em cenários de conflito e cooperação.

Por fim, a abordagem aqui adotada destaca a necessidade de um uso eficaz da inteligência para maximizar seu valor. Como observado por Fingar (2011) e Warner (2009), a inteligência deve ser focada nas necessidades específicas do usuário, proporcionando insights que orientem a elaboração de estratégias mais eficazes. A capacidade de moldar o futuro, identificando as condicionantes das decisões e respondendo a elas, é o objetivo último da inteligência, que, se plenamente utilizada, pode transformar significativamente o cenário estratégico internacional. Este artigo, portanto, contribui para a compreensão do papel central da inteligência nas relações internacionais utilizando a teoria dos jogos como uma poderosa lente analítica.

A GAME THEORY-BASED INTUITIVE DIGRESSION ON INTELLIGENCE VALUE AND FUNCTION

Abstract

This article delves into the application of game theory to intelligence activities within the domain of international relations. Utilizing game theory, the study aims to provide a comprehensive understanding of how intelligence can shape competitive and cooperative dynamics among states. Intelligence agencies significantly inform strategic decisions, aiding in the anticipation of threats and the exploitation of opportunities. The paper is structured into three main sections: the evolution and primary functions of intelligence, the foundational principles of game theory and its pertinence to intelligence activities, and the role of intelligence in mitigating risk and uncertainty in strategic interactions. Through this theoretical framework, the article illustrates how effective intelligence operations can enhance national security by uncovering adversaries' weaknesses and intentions, thereby enabling states to refine their strategies. This study underscores the utility of game theory in elucidating the interplay between intelligence and strategic decision-making in international relations.

Keywords: Asymmetric information; game theory; intelligence; international relations; strategic uncertainty.

Referências

- Afonso, L. (2006). Fontes abertas e inteligência de estado. *Revista Brasileira de Inteligência*, 2(2), 49-62.
- Akerlof, G. (1970). The market of lemons: Quality uncertainty and the market mechanism. *Quarterly Journal of Economics*, 84(3), 488-500. <https://doi.org/10.2307/1879431>
- Albæk, E. (1995). Between knowledge and power: Utilization of social science in public policy making. *Policy Sciences*, 28, 79-100. <https://doi.org/10.1007/BF01000821>
- Bennett, D. S. (1997). Testing alternative models of alliance duration, 1816-1984. *American Journal of Political Science*, 41(3), 846-878. <https://doi.org/10.2307/2111677>
- Betts, R. (2007). *Enemies of intelligence*. Columbia University Press.

- Brams, S. J., & Kilgour, D. M. (1988). *Game theory and national security*. Basil Blackwell.
- Brasil. (2016). *Decreto nº 8.793, de 29 de junho de 2016: Fixa a Política Nacional de Inteligência*. https://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_ato2015-2018/2016/decreto/d8793.htm
- Fingar, T. (2011). *Reducing uncertainty: Intelligence analysis and national security*. Stanford University Press.
- Fudenberg, D., & Tirole, J. (1991). *Game theory*. MIT Press.
- Gill, P. (2007). Keeping “Earthly Awkwardness”: Failures of intelligence in the United Kingdom. In T. Bruneau & S. Boraz (Eds.), *Reforming intelligence: Obstacles to democratic control and effectiveness* (pp. 96-120). University of Texas Press. <https://doi.org/10.7560/716605-007>
- Guedes, L. C. (2006). A mãe de todas as inteligências. *Revista Brasileira de Inteligência*, 2(2), 21-35.
- Harsanyi, J. (1967). Games with incomplete information played by Bayesian players. *Management Science*, 14, 159-182. <https://doi.org/10.1287/mnsc.14.3.159>
- Herman, M. (1996). *Intelligence power in peace and war*. Cambridge University Press.
- Jensen III, C. (2018). *Introduction to intelligence studies* (2nd ed.). Routledge.
- Kahn, D. (1996). A historical theory of intelligence. In P. Gill, S. Marrin, & M. Phythian (Eds.), *Intelligence theory: Key questions and debates* (pp. 79-92). Routledge. <https://doi.org/10.1080/02684520412331306220>
- Kent, S. (1996). *Strategic intelligence for American world policy*. Princeton University Press.
- Kydd, A. (2015). *International relations theory: A game-theoretic approach*. Cambridge University Press.
- Lowenthal, M. (2006). *Intelligence: From secrets to policy* (3rd ed.). CQ Press.
- Mas-Colell, A., Whinston, M., & Green, J. (1995). *Microeconomic theory*. Oxford University Press.
- Morrow, J. D. (1994). *Game theory for political scientists*. Princeton University Press.
- Munton, D., & Fredj, K. (2013). Sharing secrets: A game theoretic analysis of international intelligence cooperation. *International Journal of Intelligence and Counterintelligence*, 26(4), 666-692. <https://doi.org/10.1080/08850607.2013.807189>
- O’Neil, A. (2017). Australia and the “Five Eyes” intelligence network: The perils of an asymmetric alliance. *Australian Journal of International Affairs*, 75(5), 529-543. <https://doi.org/10.1080/10357718.2017.1342763>
- Pindyck, R., & Rubinfeld, D. (2002). *Microeconomia* (5th ed.). Prentice Hall.
- Sims, J. (2014). The theory and philosophy of intelligence. In R. Dover, M. Goodman, & C. Hillebrand (Eds.), *Routledge companion to intelligence studies* (pp. 42-49). Routledge.

Phytian, M. (2008). Intelligence theory and theories of international relations: shared world or separate worlds? In P. Gill, S. Marrin, & M. Phytian (Eds.), *Intelligence theory: Key questions and debates* (pp. 79-92). Routledge. <https://doi.org/10.1080/02684520412331306220>

Warner, M. (2009). Intelligence as risk shifting. In P. Gill, S. Marrin, & M. Phytian (Eds.), *Intelligence theory: Key questions and debates*. Routledge.

Warner, M. (2014). Theories of intelligence: The state of play. In R. Dover, M. Goodman, & C. Hillebrand (Eds.), *Routledge companion to intelligence studies* (pp. 25-32). Routledge.

O DINHEIRO E A MODERNIDADE SOCIAL NO CAPITALISMO: UMA ANÁLISE COMPLEMENTAR ENTRE SIMMEL E MINSKY

William Gledson e Silva

Bacharel em Ciências Econômicas, mestre em Economia, doutor em Ciências Sociais e pós-doutorado em Ciências Sociais pela Universidade Federal do Rio Grande do Norte (UFRN). Professor da Universidade do Estado do Rio Grande do Norte (Uern).

E-mail: williangledson@gmail.com

ID <https://orcid.org/0000-0003-0552-202X>

Como citar este artigo: Silva, W. G. e (2025). O dinheiro e a modernidade social no capitalismo: Uma análise complementar entre Simmel e Minsky. *Revista de Economia Mackenzie*, 22(1), 33-51. doi: 10.5935/1808-2785/rem.v22n1p.33-51

Recebido em: 21/8/2024

Aprovado em: 24/3/2025



Este artigo está licenciado com uma Licença Creative Commons - Atribuição-NãoComercial 4.0

Internacional

Resumo

Este artigo analisa a possibilidade de complementariedade entre os traços do dinheiro em Simmel no tocante à perda de sentido cultural na modernidade capitalista e as instabilidades financeiras cíclicas de Minsky, procurando estabelecer uma síntese explicativa ainda que sumária. Metodologicamente, o trabalho lançou mão de uma revisão de literatura que sistematizou a ideia de dinheiro e suas reverberações no pensamento sociológico de Georg Simmel e no pensamento econômico de Hyman Philip Minsky. Os resultados da pesquisa mostraram que o dinheiro revelou mudanças importantes sociais quando as fases da financeirização cicличamente se alteravam, ampliando ou reduzindo os chamados intermediários separadores do indivíduo e o objeto, sendo uma das mais relevantes observações encontradas no estudo.

Palavras-chave: Complementariedade teórica; Georg Simmel; Hyman Philip Minsky; instabilidade financeira; modernidade social.

Classificação *JEL*: E71

INTRODUÇÃO

A economia e a sociedade capitalistas apresentam um grau elevado de complexidade em suas diversas relações, ou seja, torna-se cabível perceber nuances envoltas no circuito das trocas; em outras palavras, o mercado como instituição social revela semelhante ambiente propício ao entendimento aqui admitido, notadamente na tentativa de complementariedade entre Simmel e Minsky.

Lourenço (2006), Silva e Ferreira (2023) e Carvalho et al. (2024) mostram trabalhos que tangenciam os enfatizados autores: de um lado, Simmel, clássico da sociologia, e, de outro, Minsky, teórico da análise da financeirização capitalista, cujas abordagens consideradas trazem a perspectiva contributiva marcada pela busca por relacionar complementarmente aspectos dispare, porém com potencial vinculatório, sobretudo no terreno do dinheiro.

Simmel (2014) explicita, inicialmente, que há um contexto intertemporal relevante associado aos períodos medieval e moderno, em que a relação do indivíduo e o objeto que dele procede demonstra nuances comportamentais

sintomáticas: de um lado, os traços medievais mostram uma ligação dos agentes/atores à terra, e, de outro, ocorre, na modernidade capitalista, uma separação/autonomização entre o homem e o objeto de seu trabalho, em que é imposto o intermediário denominado de dinheiro.

Com efeito, Simmel (2013) traz um conceito acerca do dinheiro que é emblemático, quer dizer, a impessoalidade repousante nesse elemento peculiar e de suma importância para a modernidade capitalista revela notável condição de quantificação envolta nas características básicas da moeda relacionadas com a manifestação do meio de troca, da unidade de conta e da reserva de valor, na leitura de Silva e Moura (2023), cujos desdobramentos sociais exprimem perda cultural de sentido.

Acrescente-se, via de regra, que Simmel (2005) assevera que existe uma dicotomia relativa às pequenas vis-à-vis às grandes cidades, em que elas circunscrevem contornos vinculados à perda de sentido, ou seja, dada a ampliação dos chamados intermediários decorrentes da separação do indivíduo e o objeto por ele produzido, necessariamente se nota que o espírito mencionado traduz um distanciamento representativo e capaz de imputar ao dinheiro uma condição meramente quantitativa, conforme resgatam Silva e Ferreira (2023) em Simmel.

Adicionalmente, os autores supracitados admitem coexistir em Georg Simmel nuances bastante diversas entre os espíritos citadinos considerados. Na perspectiva das pequenas cidades, observam-se evidências da economia monetária ligada a um sistema de trocas cuja qualidade das relações expressa mais sentido comparativamente à nulidade de sentido nas grandes cidades, atribuindo a semelhante dimensão de espírito um conceito sintomático associado à ideia de vida nervosa.

Simmel (2005), a rigor, exprime a ideia de um frenesi social, sobretudo nas grandes cidades, em que os atores/agentes exibem de forma frenética seus comportamentos céleres, cujo sentido vai se perdendo à medida que a modernidade produz novos aspectos tecnologicamente sintomáticos, a exemplo do avanço dos meios de comunicação, das inovações nas formas de ganhos de dinheiro, da ampliação da impessoalidade e do fortalecimento da invisibilidade individual em especial para aqueles desprovidos de poder aquisitivo.

O conceito antes mencionado adquire contornos relevantes na leitura de Silva e Ferreira (2023), ou seja, os autores descrevem uma sociedade capitalista envolta na expressiva velocidade e no consequente descarte das coisas, cuja síntese realizada no trabalho enfatizado procura aproximar Georg Simmel e

Zygmunt Bauman, cuja sistemática teórica revela indivíduos cada vez mais “líquidos” com o estabelecimento de relações gradualmente frágeis.

Silva e Ferreira (2023), igualmente, buscam vincular Simmel com Schumpeter, ou seja, o esforço analítico denota uma clara associação em combinar uma modernidade capitalista tão frenética e o conceito de “destruição criativa” que impõe aos atores/agentes a necessidade de demandar itens (mercadorias) significativamente mais céleres em seus ciclos de vida.

O argumento chancela, via de regra, que a teoria schumpeteriana aponta para uma tendência da economia e da sociedade capitalistas amalgamadora de um processo de inovação tecnológica e organizacional, em que as grandes corporações desenvolvem diferenciações frequentes e cada vez com maior celeridade no sentido do avanço das técnicas produtivas e mercadorias envoltas em destaques diferenciadores entre os produtos postos no circuito das trocas, construindo um cenário extremamente breve no ciclo de vida dos bens inseridos no mercado.

Afinal, as breves considerações apontadas na leitura de Georg Simmel, particularmente apoiadas no terreno analítico sobre o dinheiro, permitem a tentativa do estabelecimento de uma relação com vistas ao alcance de uma síntese, a saber: a financeirização de Hyman Philip Minsky.

Assim, a busca por uma articulação complementar entre Simmel e Minsky decorre, em princípio, da percepção de que o dinheiro na sociedade capitalista perde sentido culturalmente, mas há um passo não explorado na sociologia de Georg Simmel em que Minsky (1986) se debruça, a qual está associada ao terreno da financeirização econômica, cujo rótulo decorre da denominada Hipótese da Instabilidade Financeira (HIF).

Lourenço (2006) e Carvalho et al. (2024) realizam uma recuperação do pensamento desse teórico da economia, cuja primeira observação procede da chamada HIF, em que se assume haver fases alternadas no sistema capitalista, uma próspera marcada pela contínua demanda dos atores/agentes na busca por ativos financeiros, ocorrendo um momento de crise caracterizada pela tentativa em vender tais ativos, correspondendo a um frenético movimento contínuo na perspectiva dos ganhos individuais.

Antes, porém, Silva e Moura (2023) mostram que no sistema econômico há a tendência de os atores/agentes procurarem maximizar os ganhos, de sorte que a literatura revisitada pelos autores de natureza da síntese neoclássico-keynesiana demonstra existir o conceito de eficiência marginal do capital, no qual os lucros esperados, caso estejam superiores aos juros vigentes na economia,

sofrem um acréscimo na esfera produtiva, sendo contrário o fato de os lucros esperados serem iguais ou inferiores aos juros vigentes, correspondendo a um aspecto crucial nesta análise.

O movimento então descrito chancela a existência de uma razão factível para que os indivíduos demandem ativos financeiros. Nesse contexto, o comportamento rentista individual revela a obtenção de maiores quantias mesmo que esse dinheiro esteja sujeito a flutuações especulativas. A rigor, tal cenário denota proceder das ideias de Minsky (1986) um traço sintomático capaz de sumarizar uma relação não desprezível com Simmel no terreno do dinheiro.

De forma mais clara, os atores/agentes devem optar por ativos financeiros dado que a taxa de retorno sobre o dinheiro aplicado e o tempo necessário a semelhante realização do movimento rentista fundamentalmente são inferiores ao esperado com eventuais investimentos produtivos, daí ser central admitir a ideia de eficiência marginal do capital como elemento explicativo para que se alcance o terreno financeiro aqui assumido.

Portanto, os realces até então discutidos em linhas gerais, a rigor, permitem a formulação da seguinte hipótese: supõe-se que as leituras de Georg Simmel e Hyman Philip Minsky denotam certo grau de complementariedade no sentido de o dinheiro na sociedade e na economia capitalistas exprimir um quantitativismo com nulidade de sentido cultural e que tende a repercutir instável e mundialmente no comportamento dos atores/agentes.

Justifica-se este estudo de síntese, via de regra, partindo dos referenciais de Simmel e Minsky marcados pela possibilidade de reunir o dinheiro na modernidade capitalista não apenas como meio de troca, mas também na condição de reserva de valor e ativo passível de demanda pelos indivíduos.

Os objetivos do artigo decorrem, na verdade, da tentativa de analisar a possibilidade de complementariedade entre os traços do dinheiro em Simmel no tocante à perda de sentido cultural na modernidade capitalista e as instabilidades financeiras cíclicas de Minsky, procurando estabelecer uma síntese explicativa ainda que sumária.

Metodologicamente, pretende-se, a partir de uma revisitação da literatura, sistematizar, de forma preliminar, uma tentativa de complementariedade entre o conceito de dinheiro em Simmel e os desdobramentos desse aporte teórico como comportamento do sistema econômico em sua face financeira manifesta na HIF de Minsky.

Portanto, este trabalho está dividido em mais quatro seções, além desta introdução. A seguir, são discutidos alguns aspectos conceituais relevantes de

Simmel; na sequência é preocupação descrever a HIF imputada a Minsky; posteriormente, almeja-se construir uma síntese de complementariedade entre os autores aqui destacados, reservando ao término o desenho das considerações finais.

1

NOTAS TEÓRICAS SOBRE O DINHEIRO EM GEORG SIMMEL

Este tópico pretende examinar, ainda que de forma bastante sumária, alguns esclarecimentos teóricos da ideia de dinheiro em Georg Simmel, particularmente se apoioando na denominada modernidade social capitalista, sobretudo com base no espírito das grandes cidades, o qual reúne elementos conceituais emblemáticos para um alicerce capaz de viabilizar a complementariedade aqui esperada.

Parte-se, em princípio, do pressuposto de que o espírito das grandes cidades proposto por Simmel (2005) prevê uma interatividade social marcada pela tendencial nulidade de sentido, ou seja, a frenética sociabilidade demonstra a emergência do chamado caráter *blasé*, suscitando nas relações entre indivíduos forte inclinação ao anonimato, além de uma espécie de isolamento socialmente amalgamador dos comportamentos dos atores/agentes.

O caráter *blasé*, na leitura de Silva e Ferreira (2023), significa uma espécie de nulidade de sentido observada por Georg Simmel, ou seja, o autor clássico entende que na interatividade social os traços de sociabilidade encontram a invisibilidade do agente/ator como pré-requisito procedente desse processo advindo da sociedade moderna capitalista, em que a qualidade nas relações se perde e o universo social angaria contornos meramente quantitativos a exemplo do vislumbrado no dinheiro.

Ressalte-se, oportunamente, que Simmel (2005) revela na construção de seu modelo analítico, a rigor, a ocorrência do espírito das pequenas cidades capaz de suscitar uma visão não anônima e impessoal individual, sendo pertinente haver, em casos *sui generis*, a criação do denominado sistema monetário local distinto dos contornos envoltos na moeda corrente oficial do país, segundo recuperação de Silva e Ferreira (2023), constituindo um laço de confiabilidade social distante do quadro presente nos grandes centros urbanos.

Simmel (2009), por sua vez, mostra em sua coletânea de ensaios que a ideia da psicologia do dinheiro envolve alguns aspectos sintomáticos, a exemplo da constatação do fato de que este corresponde a um intermediário das trocas, de sorte que há uma espécie de cálculo estimativo subjetivo imputado a semelhante aspecto.

Assim, Georg Simmel possibilita destacar, a partir da leitura de Marques (2011), que na análise do dinheiro ocorre um afastamento entre o indivíduo e o objeto, cuja separação revela uma autonomização entre esses, demonstrando circunscrever o intermediário das trocas envoltas na sociedade e ampliando, tendencialmente, tal distância entre indivíduo e objeto.

Faz-se necessário esclarecer, na verdade, que o chamado intermediário atribuído à percepção de Simmel procede de um afastamento do agente/ator do fim pelo qual se deseja adquirir, cuja prerrogativa é proveniente do objeto material expresso no consumo ou investimento, particularmente no escopo social capitalista.

Com efeito, Silva e Ferreira (2023) deixam flagrante que o consumo de bens e/ou a compra de itens de capital constituem em um desejo individual de colocar em suas cestas de consumo ou investimento tais itens procedentes do circuito das trocas, quer dizer, o movimento descrito prevê uma autonomização do indivíduo, tanto na perspectiva do consumidor como do investidor, mostrando que, na dupla face da análise neoclássica da produção e do consumo, o desenho aqui proposto pode ser verificado adequadamente.

Simmel (2009) demonstra, categoricamente, que aspectos como impessoalidade, anonimato, objetividade, bem como o fato da ausência de qualidade, caracterizam o dinheiro, sinalizando corresponder a um eixo fixo em que indivíduos e coisas giram em torno desse elemento social, denotando significar um atributo bastante *sui generis* presente na ideia da economia monetária cunhada por Simmel e apontada no estudo de Silva e Ferreira (2023).

Uma constatação ainda presente na psicologia do dinheiro, na verdade, sugere haver um olhar de Simmel (2009) no tocante ao contexto dos indivíduos em gastar, em que o valor das coisas se perde e é atribuído ao valor o quantitativismo indicativo do valor dos objetos, havendo uma espécie de descolamento entre o objeto e seu valor monetário, fato emblemático a ser discutido complementarmente com Minsky.

Adicionalmente, Simmel (2014) traz algumas questões bastante relevantes, ou seja, o dinheiro na cultura moderna assume um duplo papel de coesão e distanciamento nas relações interpessoais, em que a ampliação na associação

tradicional é rompida, e, simultaneamente, há um estreitamento social pelos interesses, tomando como referência o comportamento do ganho individual (empresas e lucro, famílias e satisfação – utilidade para os marginalistas neo-clássicos –, entre outros).

Silva e Ferreira (2023) destacam de Georg Simmel a emergência da economia monetária, em que essa categoria conceitual revela uma dualidade objetivismo *vis-à-vis* subjetivismo, cuja percepção é a dualidade da liberdade do indivíduo e sua dependência do dinheiro, de sorte que os atores/agentes são livres para no mercado realizarem suas escolhas para composição de suas cestas de consumo, por exemplo; paralelamente, a dependência de fluxos monetários capazes de garantir a relação de troca no interior da sociedade, a rigor, demonstra uma importante observação advinda do autor clássico.

Simmel (2014), via de regra, ainda deixa transparecer que o dinheiro, por ser um bem em si mesmo, é objetivo a ser alcançado, pois o processo de unificação *vis-à-vis* separação dos interesses em torno do dinheiro apresenta atores/agentes que procuram meios passíveis de viabilizar a obtenção de itens intercambiáveis, cuja relação do homem com outros homens e destes com os objetos demanda, na modernidade, a interconexão procedente da economia monetária.

Silva e Moura (2023) exprimem, por sua vez, que a moeda pode ser um meio de troca capaz de possibilitar a relação de compra e venda dos bens; unidade de conta consoante à ideia de contabilização de unidades monetárias necessárias para adquirir um objeto, fatores de produção, ativos financeiros, entre outros; afinal, o aspecto da reserva de valor diz respeito ao grau de valoração que a moeda adquire no sistema econômico, particularmente no âmbito financeiro.

Aponte-se, na verdade, que os autores supracitados permitem o estabelecimento de uma relação conceitual com Georg Simmel, isto é, a recuperação pelos primeiros do modelo teórico de Wicksell sugere haver a conservação ou o dispêndio do saldo monetário mediante a magnitude das taxas de juros correntes, sinalizando ser pertinente aos agentes/atores a retenção de moeda com juros mais altos e vice-versa.

Simmel (2009), por oportuno, traz, em um dos ensaios constantes nesta coletânea, uma questão sintomaticamente relevante correspondente à dicotomia avareza *vis-à-vis* esbanjamento. Logo, o autor mostra que o indivíduo pode assumir características díspares, ou seja, há a possibilidade do comportamento avarento com tendências à conservação do dinheiro como poder pró-

prio decorrente da posse monetária; contrariamente, o esbanjador encontra satisfação no dispêndio em busca daquilo que oferte realização dos desejos de consumir.

Alguns desdobramentos teóricos são factíveis; em outras palavras, caso se admita o modelo de Wicksell, o avarento e/ou o esbanjador antes mencionados podem estar adequadamente vinculados, a exemplo dos juros altos propícios à retenção monetária e à avareza compatível com juros menores consistentes ao desejo persistente no consumo dos bens para garantir prestígio social.

Acrescente-se haver semelhante recuperação teórica de forma factível, quer dizer, Georg Simmel revela aspectos comportamentais compatíveis com os cenários econômicos keynesianos fortemente representativos na escolha dos ativos produtivos em oposição aos financeiros, sendo um elemento que aponta para o conceito de eficiência marginal do capital já mencionado neste estudo.

Saliente-se ocorrer uma possível tendência de convergência do modelo imputado a Georg Simmel diante da literatura econômica particularmente no tocante à ideia de dinheiro; em outros termos, a percepção denota existir traços *sui generis* na tentativa de evidenciar razões teóricas no sentido de observar no pensador clássico alemão nuances compatíveis na aceitação do quantitativismo como premissa central acerca da moeda, suscitando realces não desprezíveis a serem discutidas nestas páginas.

É importante esclarecer que, via de regra, a moeda no capitalismo é o ativo dotado da maior liquidez; dito de outro modo, os diferentes tipos de ativo não são perfeitamente intercambiáveis, como tal característica é atribuída ao dinheiro, sendo um elemento crucial na análise das instabilidades do sistema econômico a ser mais bem esclarecida na seção seguinte do artigo a partir da leitura de Minsky.

2

A HIF DE HYMAN PHILIP MINSKY

A seção agora inaugurada procura suscitar alguns apontamentos conceituais extraídos do pensamento de Minsky, em que o autor preconiza haver o aspecto da instabilidade presente no sistema econômico capitalista não como uma consequência de choques inesperados de demanda ou oferta; todavia, a instabilidade é proveniente de elementos internos à própria estrutura da economia.

Minsky (1986) permite admitir, a rigor, que a dinâmica economicista não é uma procedência natural (aos moldes do entendimento clássico e neoclássico), isto é, o processo de não estabilidade decorre do pensamento humano marcado pelo individualismo e pela ausência de instituições regulatórias mais consistentes inibidoras de comportamentos capazes de gerar turbulências econômicas, correspondendo a uma crítica à visão neoclássica tradicional.

Esclareça-se, na verdade, que a escola anteriormente enfatizada entende que o sistema econômico é passível do alcance do equilíbrio eficiente, cujos agentes/atores são dotados de racionalidade ilimitada, de sorte que as decisões individuais não são erráticas, pelo menos na média devido ao aspecto da ergodicidade.

Campos e Chiarini (2014) apontam a existência do denominado universo neoclássico da ergodicidade, em que se assume que o comportamento do sistema econômico é equivalente, tanto no curto como no longo prazos, de sorte que não há possibilidades de mudanças substanciais decisórias e as eventuais crises do capitalismo são entendidas na condição de fatos exógenos ao sistema, haja vista que os agentes/atores (ergódicos) reconhecem aprioristicamente os resultados previsíveis das variáveis econômicas de forma probabilística.

Antes, porém, Silva et al. (2017) e Silva e Moura (2023) mostram que os agentes/atores precisam decidir acerca das suas escolhas por ativos produtivos ou financeiros a partir da já enfatizada eficiência marginal do capital, quer dizer, as expectativas de retorno sobre investimentos produtivos *vis-à-vis* aplicações financeiras descrevem a tônica da predominância capitalista ligada à financeirização no contexto da globalização.

Ressalte-se ainda, por seu turno, que o processo de liberalização dos mercados e desterritorialização do capital, segundo Appadurai (1999), denota uma ampliação substancial em busca pelo aumento dos ganhos capitalistas, cuja consequência factível economicamente é a preponderância da esfera financeira diante da produção em termos relativos, daí ser cabível afirmar haver expectativas de lucros produtivos inferiores aos retornos financeiros.

A explicitação precedente salienta, na verdade, que o processo da globalização prevê uma espécie de desnacionalização do capital, em que a esfera financeira, por garantir retornos mais elevados e com acentuado menor tempo de maturação dos investimentos, necessariamente realça ser a consequência emblemática do movimento econômico aprofundado desde meados da década de 1970, permitindo haver deslocamentos das inversões privadas com no-

tável celeridade a fim de alcançar rendimentos maiores em outros países que ofertem juros mais convidativos.

Após o antes exposto, faz-se premente tecer alguns esclarecimentos mais precisos acerca da HIF proposta na reflexão de Minsky (1986), a qual encontra desdobramentos analíticos provenientes dos aspectos até então discutidos, cujos traços repousam na consideração de os agentes/atores decidirem demandar ativos financeiros em detrimento dos produtivos, constituindo a base inicial da denominada HIF.

O autor supracitado, o qual é discutido por Lourenço (2006) e Carvalho et al. (2024) na perspectiva de suas possibilidades interpretativas, ressalta haver uma dicotomia temporal: de um lado, a fase próspera, e, de outro, um momento de crise (instabilidade), cuja dupla faceta sinaliza ocorrer etapas cíclicas da economia capitalista e capazes de assinalar um cenário bastante diverso, demandando medidas governamentais ativas em oposição ao chamado Estado mínimo apontado por Cano (2017).

Admita-se que a denominada fase próspera diz respeito ao momento consistente com expectativas favoráveis manifestas pelos agentes/atores, cuja sistêmica remonta a uma busca mais substancial por ativos dotados da característica do ganho de maturação célere, de modo que os ativos financeiros são tais prerrogativas, acarretando consequências no sentido de os indivíduos aumentarem seu estoque de riqueza (portfólio), proporcionalmente, na forma de títulos financeiros.

Assim, a elevação relativa dos títulos financeiros viabiliza uma frenética procura por compras e vendas dos títulos mencionados no universo da finançearização, cujo comportamento enfatizado na análise de Keynes (1985) pode ser descrito como ursos e tigres. Esse autor que traz contribuições substanciais a Minsky mostra haver indivíduos que na fase próspera vendem seus títulos e ampliam os ganhos, revertendo o movimento nos instantes de queda comprando tais ativos.

Ressalte-se, todavia, que os movimentos de subida e descida dos preços dos títulos financeiros traçam um comportamento extremamente célere, cujas mudanças são contínuas e as informações reverberam mundialmente, especialmente em virtude de os meios de comunicação atingirem em frações de segundo os limites desterritorializados do globo, conforme contribuições de Appadurai (1999) e Zackiewicz (2015).

Entretanto, a fase denominada de crise decorre não simplesmente pelos traços de elevação e queda do preço dos ativos financeiros; ao contrário, a

instabilidade econômica se caracteriza pela forte fuga dos capitais financeiros das regiões (territórios) entendidos como periféricos, de sorte que as turbulências expandem severamente a precificação dos títulos mundo afora, causando incertezas, redução profunda na oferta de liquidez em âmbito global e reverberações dramáticas na própria esfera produtiva, com base na recuperação de Silva (2022).

Minsky (1986), portanto, demonstra que na fase turbulenta a preocupação em vender títulos sistematicamente não é imputada apenas a alguns mercados particulares, isto é, a dinâmica do momento de crise impacta o sistema financeiro em geral, cujos estoques de riqueza materializados nos títulos perdem capacidade de sustentar o padrão de consumo/investimento dos agentes/atores privados, sendo premente a intervenção governamental para tentar reverter esse cenário desolador.

Keynes (1985) lança premissas que Minsky toma nessa análise. Entre tantas, considera-se aqui o fato do não controle dos capitais em torno dos países, quer dizer, a percepção keynesiana procede da necessidade de os Estados nacionais criarem políticas econômicas inibidoras dessa tão frenética mobilidade dos capitais, sendo uma medida redutora indispensável à semelhante finalidade (uma espécie de endurecimento institucional).

O antes exposto é emblemático, quer dizer, a leitura extraída de Minsky (1986) permite observar que a instabilidade financeira sumariamente enfatizada denota haver uma problematização flagrante no sentido da ideia da ergodicidade; em outras palavras, os agentes/atores não conseguem por vezes minimizar seus erros nas escolhas dos ativos financeiros, impactando pronunciada e integralmente na economia.

De forma mais específica, o não acerto apriorístico reverbera não apenas na diminuição de valor monetário dos títulos; todavia, as perdas sociais e econômicas dizem respeito à redução tendencial do consumo e investimentos devido ao aumento das taxas de juros, repercutindo na dinamicidade econômica como consequência da redução na demanda agregada, correspondendo a desdobramentos não desprezíveis do ponto de vista da teoria keynesiana fortemente influenciadora de Minsky.

Finalmente, os aspectos mencionados nesta seção denotam haver prerrogativas bastante emblemáticas no sentido de a financeirização protagonizar nuances preocupantes cicличamente, cujos realces trazem a esta discussão evidências conceituais complementares do aqui apontado com Georg Simmel, e, por isso, a complementariedade é adequadamente explorada a seguir.

3

COMPLEMENTARIEDADE DOS MODELOS DE SIMMEL E MINSKY

A seção em curso procura admitir traços dos modelos de Georg Simmel e Hyman Philip Minsky, que, diante de seus elementos de análise, possibilitam, a rigor, o resgate do conceito de dinheiro e das consequências relevantes que esse aspecto social e econômico viabiliza perceber na sociedade capitalista moderna, lançando as bases do esboço de um modelo explicativo circunscrito na complementariedade dos aportes analíticos.

Inicialmente, parte-se do cenário social das grandes cidades, isto é, a lógica da vida nervosa proposta por Simmel encontra perda de sentido cultural na perspectiva dos atributos impessoalidade, anonimato, objetividade, entre outros, de sorte que o ambiente descrito amalgama laços propícios ao desenvolvimento e à expansão da financeirização sistêmica.

Minsky (1986) traz como premissa o pensamento humano, cuja prerrogativa sustentada preconiza haver a busca pelo ganho com características mais céleres e cada vez mais elevadas, sendo pertinente a inclusão nessa suposição da ideia utilitarista envolta na maximização dos benefícios e na minimização dos sacrifícios, garantindo realces adicionais à construção considerada neste estudo.

Myrdal (1997) faz essa incursão de revisitação pela literatura, ou seja, os notáveis pensadores do utilitarismo e as evidências marginalistas presentes no pensamento neoclássico denotam coexistir individualmente o hedonismo como princípio orientador dos agentes/atores, e recuperação desse atributo conceitual se dá em virtude de o comportamento de sempre desejar mais prazer e menos sacrifício.

Assim, assumir tal prerrogativa permite apontar que o contexto da financeirização prevê ganhos maiores e com menor esforço, quer dizer, a ideia de eficiência marginal do capital já discutida no artigo ilustra semelhante movimento, pois o prêmio de liquidez advindo das taxas de juros mais altas gera escolhas de ativos financeiros em detrimento dos produtivos, cuja repercussão faz modificar a composição dos estoques de riqueza individuais e alterações sociais por definição.

Portanto, a ideia de perda de sentido e mero quantitativismo do dinheiro proveniente de Simmel encontra ressonância na lógica de Minsky, pois a pro-

cura por ganhos maiores e com menor esforço sinaliza a opção por não investir produtivamente, mostrando um frenético comportamento social envolto nos sobressaltos instáveis financeiros em escala mundial pela globalização.

Aponte-se, oportunamente, que o menor esforço para obtenção dos ganhos capitalistas e a ideia de ergodicidade, necessariamente, mostram haver inclinação comportamental dos agentes/atores em maximizar benefícios e minimizar custos, de sorte que a financeirização em escala global propicia tais aspectos devido ao número de possibilidades de ganho por meio dos ativos não produtivos.

Assim, o utilitarismo sintetizado por Myrdal (1997) procura identificar lucros mais rápidos e maiores comparativamente à esfera produtiva, e o economicismo global asseverado no estudo de Appadurai (1999) permite desterritorializar o capital, cujo movimento busca rentabilidades mais elevadas provenientes das taxas de juros praticadas pelos diversos países do mundo, observando assimetrias nas escolhas por aplicar seus capitais nas nações centrais ou periféricas, partindo da terminologia da Comissão Econômica para a América Latina e o Caribe (Cepal) apresentada no trabalho de Silva (2022).

A discussão anterior exprime, categoricamente, a perspectiva de Minsky (1986) envolta na fase próspera, em que o ciclo favorável faz com que o capital busque áreas mais alternativas (periféricas) marcadas pela oferta de juros altos, de modo a viabilizar o aumento na demanda por ativos financeiros com frequência significativa, ampliar o volume da financeirização e reduzir o escopo produtivo em termos relativos.

A complementariedade da prerrogativa precedente imputada a Minsky (1986) encontra compatibilidade explicativa em Simmel (2009), pois o aprofundamento das relações econômicas-financeiras permite o alargamento da autonomização do indivíduo e do objeto; em outras palavras, os meios intermediários atribuídos ao dinheiro distanciam os agentes/atores dos bens físicos passíveis de consumo e/ou investimentos individuais.

Um desdobramento importante é emblemático, quer dizer, as empresas que desenvolvem atividades produtivas no momento de prosperidade procuram expandir o estoque de riquezas com maior volume de ativos financeiros, e o mecanismo para tal é particionar o capital empresarial e alargar a denominada modalidade das sociedades anônimas (SA), perpetrando no meio social as características de impessoalidade e anonimato advindas de Simmel, o que reforça a provável convergência dos autores aqui examinados.

A ergodicidade destacada por Campos e Chiarini (2014), via de regra, suscita, nesta análise, um traço relevante no sentido de os agentes/atores procurarem ampliar a parcela de ativos financeiros na composição do estoque de riquezas individuais em virtude dos ganhos mais rápidos e maiores, demonstrando que aprioristicamente há chances de aumento nos benefícios em detrimento dos sacrifícios, o que acentua, na fase próspera, a ocorrência de um cenário de expansão dos intermediários entre o indivíduo e o objeto, alargando a chamada autonomização.

Contrariamente, o ciclo de crise encontra nuances passíveis de observação, isto é, a instabilidade financeira gera como consequências a venda sistemática dos ativos não produtivos e a queda vertiginosa nos preços deles, circunscrevendo perda de valor dos títulos com desvalorização do estoque de riqueza individual, o impacta o comportamento dos agentes/atores na perspectiva do consumo e/ou dos investimentos.

O apontamento anterior proveniente da análise de Minsky (1986) permite uma conclusão interessante, ou seja, a redução no valor dos ativos financeiros em termos agregados proporciona diminuição nos níveis macroeconômicos relativos à realização de repercussões favoráveis na demanda agregada, cujo cenário provoca desaceleração no ritmo de crescimento do produto das nações, demonstrando efeitos implausíveis, como o arrefecimento no volume de renda/produção, emprego, consumo etc.

Assim, a descrição precedente traduz a chamada perda de sentido cultural nos termos de Georg Simmel; em outras palavras, a redução no valor dos ativos financeiros acarreta notável diminuição do poder de conversão de dinheiro em bens físicos, sendo adequado admitir que, na instabilidade financeira, a razão pela qual se ampliam ativos não produtivos no portfólio individual traz ao centro desse debate um contexto de flagrante quantitativismo desprovido da qualidade que o dinheiro geralmente explicita nos termos simmelianos.

Resta ainda destacar o binômio avareza e esbanjamento na condição do comportamento dos agentes/atores, mostrando que o raciocínio avarento é compatível com indivíduos mais propensos à acumulação de dinheiro, à busca pela ampliação do estoque de riquezas e à escolha tendencial por garantir mais ativos financeiros, e menos dedicados aos gastos mais voltados ao consumo.

O esbanjamento explicita, provavelmente, um tipo de comportamento de agentes/atores que não se preocupam com a acumulação de dinheiro e sim com a posse de bens físicos, demonstrando um padrão de consumidor marcado pela aversão ao risco e pela propensão à escolha de cestas de bens capazes

de trazer maior utilidade individual, o impacta a não geração de poupança aos agentes/atores.

Entretanto, a relação entre Minsky e Simmel nesse ponto ocorre quando a avareza se vincula com o sacrifício monetário no sentido de não gerar inversões produtivas, ao passo que o esbanjamento acarreta comportamentos mais agressivos na perspectiva da realização de investimentos capazes de ampliar a capacidade instalada das empresas, mostrando um cenário bastante interessante e passível de compatibilização dos autores nessa aproximação conceitual derradeira.

Afinal, o comportamento entendido como esbanjador traz uma observação de diminuição da autonomização entre indivíduo e objeto, quer dizer, o empresário investidor, ao gastar produtivamente, aproxima seu emprego de capital da geração de bens a serem comercializados no circuito das trocas. Contrariamente, o avarento que aplica no mercado financeiro adquire ativos de firmas espalhadas pelo mundo afora e que atuam nos mais diferentes tipos de atividades mercantis, mostrando cabalmente a aproximação que essa proposição admite.

Portanto, a complementariedade entre Simmel e Minsky se dá, provavelmente, na aceitação do dinheiro como ativo meramente quantitativo e que flutua de forma econômica devido à instabilidade financeira, em que o sentido da posse monetária na forma de ativos financeiros encontra reducionismo no fato de o dinheiro distanciar indivíduo e objeto, seja pela escolha de maiores contingentes dos ativos e ampliação dos intermediários, seja pela queda quantitativa impeditiva da conversibilidade em bens físicos, denotando ser adequado reunir autores tão díspares e ao mesmo tempo passíveis de complementação.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

Esta pesquisa trouxe como objetivo a tentativa de analisar a possibilidade de complementariedade entre os traços do dinheiro em Simmel, no tocante à perda de sentido cultural na modernidade capitalista, e as instabilidades financeiras cíclicas de Minsky, de modo a estabelecer uma síntese explicativa ainda que sumária, sendo uma prerrogativa sintomaticamente relevante e digna da explicitação de alguns comentários conclusivos.

Assim, a recuperação dos autores centrais ao estudo permitiu observar elementos conceituais acerca do dinheiro, cujas repercussões econômicas e sociais apontaram vinculações não desprezíveis e capazes da identificação de uma relação entre o sentido cultural e a financeirização capitalista em escala global, mostrando que a economia monetária ganhou traços de autonomia na perspectiva da separação entre o indivíduo e os objetos materiais sujeitos à sua posse pelo dinheiro.

A perspectiva analítica de Hyman Philip Minsky revelou nuances interessantes, quer dizer, o autor demonstrou haver razões nas fases prósperas vis-à-vis instáveis para compra e venda dos títulos financeiros, sendo bastante razoável admitir que o aumento dos intermediários entre o agente/ator e a possibilidade de adquirir o objeto tendeu a uma ampliação decorrente dos contornos econômicos favoráveis consistentes com a elevação do valor monetário do estoque de riqueza individual, sendo fortemente associável semelhante contexto ao quadro teórico do espírito das grandes cidades sustentado no pensamento de Georg Simmel.

Outro ponto de destaque foi procedente da relação da sociabilidade moderna em Georg Simmel e o sistema financeiro global instável imputado a Minsky, de sorte que os movimentos frenéticos individuais, a impessoalidade e o notável anonimato, bem como a desqualificação presente na moeda, necessariamente, trouxeram flancos de convergência teórica entre os autores no terreno do dinheiro, sendo esse o mais importante cenário analítico proveniente deste artigo, viabilizando a aceitação da hipótese do estudo no bojo da complementariedade aqui admitida.

Em suma, os esforços investigativos circunscritos neste trabalho não esgotaram as possibilidades de reflexão acerca dos autores identificados na pesquisa. Logo, questões como a instabilidade financeira e o impacto no âmbito do espírito das pequenas cidades, a moeda corrente oficial e os sobressaltos inflacionários que suscitam reverberações comportamentais de migração populacional das pequenas cidades aos grandes centros urbanos podem ser alguns dos aspectos não explorados e que são passíveis de futuras incursões reflexivas nessa agenda de pesquisa ofertante do artigo agora finalizado.

THE MANIFEST MONEY AND SOCIAL MODERNITY IN CAPITALISM: A COMPLEMENTARY ANALYSIS BETWEEN SIMMEL AND MINSKY

Abstract

This article aimed to analyze the possibility of complementarity between Simmel's traits of money concerning the loss of cultural meaning in capitalist modernity and Minsky's cyclical financial instabilities, seeking to establish an explanatory synthesis, albeit a brief one. Methodologically, the work employed a literature review that systematized the idea of money and its reverberations in the sociological thought of Georg Simmel and the economic thought of Hyman Philip Minsky. The research results showed that money revealed significant social changes when the phases of financialization cyclically altered, either expanding or reducing the so-called intermediaries that separate the individual from the object. This was one of the most relevant observations found in the study.

Keywords: Financial instability; Georg Simmel; Hyman Philip Minsky; social modernity; theoretical complementarity.

Referências

- Appadurai, A. (1999). Disjunção e diferença na economia cultural global. In M. Featherstone (Org.), *Cultura global: Nacionalismo, globalização e modernidade* (pp. 311-327). Vozes.
- Campos, M. M. S., & Chiarini, T. (2014). Incerteza e não ergodicidade: Crítica aos neoclássicos. *Revista de Economia Política*, 34(2), 294-316.
- Cano, W. (2017). Brasil: Construção e desconstrução do desenvolvimento. *Revista Economia e Sociedade*, 26(2), 265-302.
- Carvalho, A. C., Mendes, M., & Viana, J. (2024). Hyman Minsky, bancos comerciais e a governança global: Entendendo a regulação prudencial no contexto da fragilidade financeira. *Revista de Economia Mackenzie*, 21(1), 244-278.
- Keynes, J. M. (1985). *A teoria geral do emprego, do juro e da moeda*. (M. Alves da Silva Trad.; obra original publicada em 1936). Nova Cultural.
- Lourenço, A. L. C. de (2006). O pensamento de Hyman P. Minsky: Alterações de percurso e atualidade. *Revista Economia e Sociedade*, 15(3), 445-474.

- Marques, F. M. B. F. (2011). *A tragédia da liberdade na filosofia do dinheiro de Georg Simmel*. [Dissertação de mestrado não publicada]. Universidade de Lisboa.
- Minsky, H. (1986). *Stabilizing an unstable economy*. Yale University Press.
- Myrdal, G. (1997). *Aspectos políticos da teoria econômica*. Nova Cultural.
- Silva, W. G. (2022). Economias periféricas e a importância do funcionalismo público: Uma discussão para o caso brasileiro. *Revista de Economia Regional Urbana e do Trabalho*, 11(1), 109-129.
- Silva, W. G., & Ferreira, F. D. da S. (2023). Economia monetária de Georg Simmel e o dinheiro em Marx: Uma análise de convergência entre modelos explicativos. *Revista Reflexões Econômicas*, 7(1), 95-110.
- Silva, W. G., & Moura, J. M. de (2023). Política econômica no Brasil e finanças públicas estaduais: Uma análise comparativa entre Rio Grande do Norte e Paraíba. *Revista de Economia Regional Urbana e do Trabalho*, 12(1), 6-21.
- Silva, W. G., Viana, J., & Moura, J. M. de (2017). Crise financeira internacional e as finanças públicas municipais nordestinas: Uma análise comparada. *Revista Espacios*, 38(51), 21-37.
- Simmel, G. (2005). As grandes cidades e a vida do espírito (1903). *Mana*, 11(2), 205-216.
- Simmel, G. (2009). *Sociologia do dinheiro e outros ensaios*. Texto & Grafia.
- Simmel, G. (2013). Para a psicologia do dinheiro (1889). In A. Bueno (Org.), *George Simmel: O conflito da cultura moderna e outros escritos* (pp. 11-29). Senac.
- Simmel, G. (2014). O dinheiro na cultura moderna (1896). In J. Souza & B. Öelze (Orgs.), *Simmel e a modernidade* (pp. 23-41). Editora UnB.
- Zackiewicz, M. (2015). A economia do software e a digitalização da economia. *Revista Brasileira de Inovação*, 14(2), 313-336

PREVISÃO DE VOLATILIDADE DA TAXA DE CÂMBIO DÓLAR/ REAL POR MEIO DE MODELAGEM GARCH

Leandro Pereira da Silva

Graduado em Ciências Econômicas pelo Instituto Superior de Ciências Aplicadas (Isca) de Limeira, licenciado em Matemática pela Universidade Virtual do Estado de São Paulo (Univesp), mestre em Economia pela Universidade Estadual Paulista “Júlio de Mesquita Filho” (Unesp) e doutorando em Economia da Unesp. Curador e professor de ambiente virtual EaD do Programa de Pós-Graduação em Gestão Financeira de Negócios e Controladoria da Universidade Presbiteriana Mackenzie (UPM).

E-mail: leandrosilvabrasil@gmail.com

 <https://orcid.org/0000-0003-3287-5859>

Como citar este artigo: Silva, L. P. da (2025). Previsão de volatilidade da taxa de câmbio dólar/real por meio de modelagem GARCH. *Revista de Economia Mackenzie*, 22(1), 52-86. doi: 10.5935/1808-2785/rem.v22n1p.52-86

Recebido em: 12/9/ 2024

Aprovado em: 24/3/2025



Este artigo está licenciado com uma Licença Creative Commons - Atribuição-NãoComercial 4.0 Internacional

Resumo

Um tema bastante procurado em termos científicos e práticos na ciência econômica é a possibilidade de estimar previsões de distintas variáveis. E em especial quando a finalidade é estimar previsões de séries financeiras de derivativos ou de moedas estrangeiras, geralmente o interesse e a complexidade são ainda maiores. Assim, dado o ativo financeiro-alvo, a possibilidade de antecipar seu preço futuro é uma das grandes incógnitas recorrentes no mercado financeiro. Nesta pesquisa, trabalharemos com metodologias de séries de tempo. Para procurar contornar tal situação, o objetivo desta pesquisa é aplicar a metodologia GARCH em uma série cambial na relação entre o dólar norte-americano e a moeda brasileira real, para verificar a possibilidade da previsão da volatilidade da série observada. Os resultados obtidos demonstraram que, ao rodarmos o modelo GARCH para a série da taxa de câmbio observada neste trabalho, verificamos que a volatilidade projetada e realizada teve uma diferença média de 0,33%, comparando diariamente dez dias de volatilidade projetada com dez dias de volatilidade, de fato, realizada.

Palavras-chave: Câmbio; modelo GARCH; previsão; volatilidade; modelagem econométrica.

Classificação JEL: G17.

INTRODUÇÃO

A volatilidade sobre o preço de uma moeda estrangeira é um fato relevante sob várias óticas. Podemos pensar inicialmente que apenas o mercado financeiro e de capitais (além do governo) tenham interesse reais e/ou especulativos sobre o preço de moedas estrangeiras. Porém, agentes econômicos da chamada “economia real”, geralmente, também têm interesses quanto ao valor de diferentes moedas estrangeiras. Em termos de agentes da economia real, temos, por exemplo, importadores e exportadores de bens e serviços que dependem de seus equilíbrios financeiros, em função do preço das moedas não nacionais por eles transacionadas. Um exportador, por exemplo, pode realizar uma venda e ter o recebimento em moeda estrangeira em uma data futura. E como esse agente econômico tem, ao menos, parte de seus custos atrelados à moeda nacional, por exemplo, uma possível variação contrária em sua posi-

ção vendida de moeda estrangeira poderá lhe trazer desequilíbrios financeiros. Uma possível solução para esse exportador seria fazer uma operação de *hedge* cambial, segurando sua posição operacional. E uma alternativa seria o exportador ter uma ideia da volatilidade esperada da moeda estrangeira para, se for o caso, não ter o custo da operação de *hedge*.

Assim, existe a possibilidade de modelar a volatilidade de moedas estrangeiras em termos econometrômicos, em séries de tempo. Em geral, séries temporais que envolvem moeda estrangeira têm características de passeio aleatório (séries não estacionárias). No entanto, para contornar possíveis problemas de não estacionariedade da série, há certos tipos de transformações matemáticas e econometrômicas na forma de diferenças que produzem, em geral, estacionariedade (estabilidade) para a série observada. Uma outra característica que esses métodos de diferenças conseguem detectar é que as séries apresentam alta volatilidade e em geral a variância não é constante ao longo do período. Assim, com o objetivo de modelar uma série de variância não constante, há, por exemplo, os modelos de heterocedasticidade condicional autorregressiva (ARCH) e também o modelo de heterocedasticidade condicional autorregressiva generalizada (GARH) (Gujarati & Porter, 2011, p. 715).

Ao utilizarmos a metodologia GARCH para o câmbio, no que concerne às moedas dólar/real, trabalharemos em uma pesquisa com característica aplicada, cujo objetivo é procurar estimar a volatilidade prevista para a relação cambial entre as duas moedas. Ainda, a metodologia aplicada neste trabalho pode, obviamente, ser reaplicada para relações cambiais de moedas diversas. Como veremos no final do trabalho, os resultados obtidos demonstraram que o modelo GARCH apontou para uma diferença de 0,33% (em módulo) entre volatilidade projetada e realizada, para um período de dez dias projetados.

Este trabalho, além desta introdução, apresenta o referencial teórico que expõe os principais pontos da teoria que envolve os modelos econometrômicos adotados nesta pesquisa. Em seguida, indica-se a metodologia adotada no desenvolvimento do modelo GARCH. Posteriormente, destaca-se a seção de resultados que aponta as principais ocorrências encontradas a partir da modelagem GARCH aplicada no câmbio (dólar/real). E por fim serão apresentadas as considerações finais da pesquisa, apontando as conclusões encontradas ao longo do texto.

1

REFERENCIAL TEÓRICO

Pode-se observar ao longo da leitura deste texto que o *link* entre o referencial teórico e a metodologia adotada tem como finalidade apresentar a seção de resultados da pesquisa. Isso pode parecer óbvio, pois é uma característica comum em textos científicos. No entanto, a intenção dessa observação é salientar o foco que temos nesta pesquisa, que é a seção de resultados, tanto em termos de apresentação metodológica como no que concerne aos resultados de previsão de volatilidade. Dessa forma, apresentamos a seguir as considerações teóricas a respeito do modelo GARCH.

A previsão é uma questão teórica importante quando se estuda análise econometrônica. Podemos trabalhar com a previsão de vários tipos de dados, sejam eles econômicos ou não. Em termos econômicos e especificamente financeiros, por exemplo, a especificação de ativos financeiros é uma área de estudos ampla que abrange várias subáreas internas da ciência econômica. Nesse sentido, uma característica comum em algumas séries financeiras é que os preços dos ativos podem ser caracterizados pelos fenômenos da aglomeração e da volatilidade. Esses fenômenos atrelados aos preços dos ativos, em geral, têm grandes oscilações que são acompanhadas por períodos de tempo prolongado, seguido por período de tranquilidade. Assim, a modelagem econometrônica feita a partir dos modelos ARCH e GARCH procura captar essas aglomerações de volatilidade. Já um dos principais problemas para a realização de previsão é quando as séries temporais não são estacionárias. Ou seja, a trajetória da volatilidade de, por exemplo, o preço de uma ação ou do valor de uma moeda estrangeira (câmbio) não apresenta um padrão estável. Dessa forma, alguns modelos econometríticos (ARCH e GARCH) procuram desenvolver, em termos metodológicos, uma transformação estacionária apropriada para a série observada (Gujarati & Porter, 2011, p. 767).

A volatilidade de ativos financeiros, como preços de ações, taxas de juros, câmbio e em especial de derivativos financeiros, é um fator relevante nos estudos desses papéis (Gujarati et al. 2019, p. 309). E, quando focamos os estudos nos derivativos, a volatilidade é tão importante quanto o próprio preço. Por exemplo, para as opções financeiras existem estratégias ancoradas na própria volatilidade e não propriamente e apenas nos preços desses ativos (Santos & Silva, 2015). Dessa forma, como a volatilidade dos ativos age no tempo é um ponto importante nesses estudos.

Em geral, os modelos de volatilidade mais conhecidos e estudados em séries de tempo são os modelos ARCH e sua generalização conhecida como modelo GARCH. O modelo ARCH foi proposto inicialmente por Engle no ano de 1982. Intrinsecamente o termo heterocedástico do modelo ARCH e GARCH significa que a variância da série observada não é constante e que especificamente a heterocedasticidade do modelo é dinâmica e condicional, ou seja, a variância condicional é um processo dinâmico (Giambiagi, 2017; Lima, 2023).

Além da volatilidade, o resultado dado pelo retorno dos ativos é primordial. A ideia é que, enquanto os retornos futuros dos ativos financeiros não podem ser totalmente previstos em um modelo de regressão tradicional, a volatilidade desses mesmos retornos poderia ter uma previsão plausível. Assim, limitamos esta pesquisa a previsões restritas em volatilidade de ativos, que é o caso do conjunto de modelos GARCH (Rossi & Neves, 2014, p. 77). De acordo com Giambiagi (2017, p. 187), uma recorrência comum em ativos financeiros é que “frequentemente observa-se clusters de volatilidade em séries de retornos, cujas implicações para o cálculo das medidas de risco devem ser adequadamente tratadas”, já que uma das finalidades atribuídas ao modelo GARCH é a possibilidade de capturar esses *clusters* de volatilidade.

Segundo Hull (2016, p. 561), modelagens como “a de média móvel ponderada exponencialmente (EWMA), a de heteroscedasticidade condicional autorregressiva (ARCH) e a de heteroscedasticidade condicional autorregressiva generalizada (GARCH)” são comumente utilizadas em estudos de volatilidade de ativos financeiros. De acordo com Giambiagi (2017, p. 185), “o modelo GARCH estima, para cada período, a variância condicional. Por outro lado, também reconhece a existência de uma variância incondicional, que pode ser interpretada como uma tendência de longo prazo do modelo”.

De forma geral, os investidores que aplicam em renda variável, além de se preocuparem com a rentabilidade de seus ativos e de suas carteiras, também se preocupam com a volatilidade dessas carteiras. Essa variabilidade dos investimentos é conhecida como o próprio risco não sistemático da carteira (Gujarati et al., 2019, p. 310). Assim, um dos fundamentos estatísticos amplamente utilizado para mensurar a volatilidade é a variância da série estudada ao longo de um período de tempo. Por exemplo, quando fazemos estudos de otimização de carteira de ativos, e, em especial, antes de estarmos preocupados com o retorno da carteira, estaremos ainda mais preocupados com o risco dessa carteira. Ou seja, procuramos mensurar o risco de cada um desses ativos e em seguida mensurar o risco em conjunto desses ativos. Segundo Gujarati et al. (2019, p. 310):

Se tivermos dados sobre os retornos das ações no mercado financeiro no período de, digamos, 1.000 dias, podemos calcular a variância dos retornos diárias das ações, subtraindo o valor médio dos retornos das ações de seus valores individuais, calcular o quadrado da diferença e dividir pelo número de observações. Esse procedimento, por si só, não nos possibilita obter a aglomeração de volatilidade, por ser uma medida do que é chamado de variância incondicional, que é um número único para uma dada amostra.

Assim, a volatilidade incondicional não leva em conta a variabilidade dos retornos desses papéis no tempo. Já uma medida que leva em conta o histórico do ativo é a heterocedasticidade¹ condicional autorregressiva (ARCH). Ou seja, “uma heterocedasticidade observada em diferentes períodos é autocorrelacionada” (Gujarati et al., 2019, p. 310). Segundo Bueno (2018, p. 274), “os modelos de heterocedasticidade condicional, GARCH, fundamentam-se na estimação da variância condicional, em vez de considerá-la constante ao longo do tempo”.

■ 1.1 O modelo GARCH

O modelo GARCH é uma generalização do modelo ARCH, com uma pequena diferenciação metodológica em que o modelo ARCH é um processo autorregressivo, já o modelo GARCH é um processo ARMA². Ou seja, o processo GARCH “é uma extensão” do processo ARCH adicionado dos parâmetros beta do modelo ARMA. O modelo GARCH tem as mesmas propriedades dos modelos ARCH, como média zero (condicional e incondicional), não contém autocorrelações, tem a distribuição leptocúrtica ($\text{curtose} > 3$), além da variância incondicional que acrescenta os parâmetros betas à fórmula da variância (no modelo ARCH só havia os parâmetros alfa), o que pode ser observado na expressão I (Arratia, 2014, p. 128).

$$\sigma^2 = \text{Var}(a_1) = \frac{w}{1 - \sum_{k=1}^{\max(p,q)} (\alpha_k + \beta_k)} \quad (I)$$

1 Heterocedasticidade aqui entendida como variância desigual.

2 O modelo do tipo ARMA é uma combinação do modelo autorregressivo (AR) e do modelo de média móvel (MA) (Gujarati & Porter, 2011).

Segundo Arratia (2014, p. 128), essa “variância incondicional pode ser interpretada como uma variância prevista de longo prazo”. Por exemplo, quando se considera uma previsão de uma etapa com o modelo GARCH (1,1), entende-se que ela é apenas uma extensão direta da previsão ARCH (1) e tem a seguinte forma:

$$\sigma_{t+1|t}^2 = w + \alpha a_t^2 + \beta \sigma_t^2 \quad (\text{II})$$

Para $h > 1$, a previsão h -step ahead com GARCH (1,1) tem a seguinte forma:

$$\sigma_{t+h|t}^2 = w + \alpha a_{t+h-1|t}^2 + \beta \sigma_{t+h-1|t}^2 \quad (\text{III})$$

Tomando o limite como $h \rightarrow \infty$, tem-se a variância prevista de longo prazo:

$$VL = . \sigma_{t+h|t}^2 = w / (1 - \alpha - \beta) \quad (\text{IV})$$

Essa é a variação média diária implícita (V_L) no modelo GARCH (Arratia, 2014, p. 128).

Conforme Lima (2023, p. 365), “o modelo GARCH foi desenvolvido por Bollerslev para descrever a volatilidade com um número menor de parâmetros do que os usados em um modelo ARCH”. De acordo com Arratia (2014, p. 128), a ideia de Bollerslev (1986) era tornar a variância também dependente de seus valores passados recentes. Segundo Aiube (2013, p. 91), o objetivo da construção modelo GARCH foi obter um modelo mais parcimônioso e sem os problemas de estimação que se encontram no modelo ARCH. Ainda de acordo com Rossi & Neves (2014, p. 75), Jeet e Vats (2017) e Berlinger et al. (2015, pp. 31-34), existem diversos modelos derivados do modelo GARCH original, como os processos ARCH-M, TARCH, EGARCH³

3 O modelo EGARCH é uma extensão do modelo GARCH, só que nesse caso exponencial. Segundo Jeet e Vats (2017, p. 185), o modelo EGARCH é uma forma melhorada de GARCH e pode modelar alguns cenários de mercado mais otimistas. Alguns choques de mercado negativos (como eventos e/ou notícias etc.) tendem a impactar mais a volatilidade do que choques positivos, e, dessa forma, uma abordagem com um modelo exponencial tende a ter um resultado mais “explosivo” – tanto em situações de alta como de baixa de mercado.

e VGARTH⁴. Para Gujarati et al. (2019, p. 316), “o modelo GARCH (1,1) pode ser generalizado ao modelo GARCH (p, q) com p termos de erro quadrático defasado e q termos de variância condicional defasada, mas, na prática, GARCH (1,1) se mostrou útil para modelar retornos sobre ativos financeiros”. Segundo Jeet e Vats (2017, p. 183):

Nos dados de séries temporais financeiras, alguns períodos são comparativamente mais voláteis, o que contribui para aumentar a força dos resíduos. Além disso, esses picos não são colocados aleatoriamente devido ao efeito de autocorrelação, também conhecido como volatilidade de agrupamento, ou seja, períodos de alta volatilidade tendem a se agrupar. É aqui que o GARCH é usado para medidas de volatilidade de previsão, que podem ser usadas para prever resíduos no modelo.

Assim, os modelos de volatilidade como ARCH e GARCH⁵ interpretam que as volatilidade e correlações não são constantes ao longo da série temporal. Quando a volatilidade de uma série é alta, ela continua sendo alta por algum tempo, e, quando a volatilidade é baixa, ela continua sendo baixa por um tempo, ou seja, a série apresenta heterocedasticidade⁶ (Gujarati et al., 2019, p. 312; Hull, 2016, pp. 561, 571; Lima, 2023, p. 365; Giambiagi, 2017, p. 187).

Ao estimarmos a volatilidade de uma série cambial a partir do modelo GARCH, podemos querer verificar o quanto esse modelo pode ser eficaz em mensurar o comportamento volátil ao longo da série observada. Dessa maneira, um procedimento usual é verificar o valor de risco (*value at risk* – VaR) da série testada. Para isso, a metodologia VaR consiste em “envelopar” a série observada com o intuito de verificar o quanto esse “envelope” foi furado ao longo do tempo, como veremos brevemente a seguir.

4 De acordo com Jeet e Vats (2017, p. 187), “o modelo VGARCH significa vetor GARCH ou GARCH multivariado. [...] no mercado financeiro, a suposição é que as volatilidades financeiras se movem juntas ao longo do tempo entre ativos e mercados. Reconhecendo que esse aspecto por meio de uma estrutura de modelagem multivariada leva a um modelo melhor, nesse caso, um modelo univariado separado”. Esse tipo de modelo pode ser mais bem utilizado em, por exemplo, precificação de ativos e opções e na seleção de portfólio.

5 A modelagem GARCH via software R pode ser modelada via pacote *rugarch*. No entanto, existem diversos outros pacotes com essas mesmas funcionalidades, como *rmarch* (para modelos multivariados), *fGarch* e *tseries* (Berlinger et al., 2015, p. 28). Em Ngai H. Chan (2010) é também possível entender mais sobre o modelo GARCH multivariado.

6 Mudanças que ocorrem na variância ao longo da série dos retornos – variância não constante.

■ 1.2 VaR

A metodologia VaR é uma estimativa bastante utilizada no mercado para mensurar a probabilidade de perda máxima de uma carteira, dado um horizonte de tempo pré-estipulado. Ou seja, dada, por exemplo, uma carteira de investimentos com um valor X, a ideia é estimar qual seria o valor monetário Y máximo que se espera perder dessa carteira de um dia para outro (Giambiagi, 2017, pp. 201-203).

De acordo com Giambiagi (2017, p. 201), a metodologia VaR possui dois parâmetros básicos: 1. o nível de significância α (ou, de forma equivalente, o nível de confiança $(1 - \alpha)$); e 2. o horizonte de tempo (*holding period*) i.

Assim, assumimos que o VaR é:

$$P(\Delta X_t \leq VaR) = \alpha \quad (\text{V})$$

em que a variável P() indica a probabilidade de um evento, ΔX_t é a variação no valor da carteira de preço X_t , e VaR é o valor em risco para o horizonte de tempo t (Giambiagi, 2017, p. 201).

Dados os principais aspectos da fundamentação teórica da modelagem GARCH, na sequência do texto, apresentaremos a metodologia e os procedimentos necessários para podermos rodar o modelo de volatilidade utilizado.

2 METODOLOGIA

Heynen e Kat (como citado em Bueno, 2018, p. 289) desenvolveram um trabalho de estudo de previsão usando dois ativos: índices de ações e câmbio. Segundo esses autores, os índices de ações são mais bem previstos por meio do modelo de volatilidade estocástica. Já para o modelo que tinha como ativo o câmbio, o modelo GARCH (1,1) obteve melhor desempenho. Assim, Gujarati et al. (2019, p. 310) citam em seu estudo que a metodologia dos modelos ARCH e GARCH de volatilidade de preços utiliza uma série da relação e do comportamento da taxa de câmbio diária entre o dólar e o euro. Rossi & Neves (2014, p. 77) também exemplificam o modelo GARCH por meio de um exercício econometrônico utilizando dados de câmbio (real/dólar) para uma série de dez anos

(de janeiro de 1999 a janeiro de 2009). Já a nossa abordagem metodológica consiste em modelar a relação entre o dólar e o real.

De acordo com Lima (2023, p. 365) e Arratia (2014, p. 128), um modelo GARCH pode ser definido algebricamente do seguinte modo:

$$R_t = \sqrt{h_t} \varepsilon_t$$

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i R_{t-1}^2 + \dots + \sum_{j=1}^q \beta_j h_{t-j} \quad (\text{VI})$$

em que ε_t é uma sequência de variáveis aleatórias independentes e identicamente distribuídas (i.i.d.) com média zero e variância um, $\alpha_0 > 0$, $\alpha_i \geq 0$, $\beta_j \geq 0$ e ainda:

$$\sum_{i=1}^s (\alpha_i + \beta_i) < 1 \text{ e } s = \max(p, q) \quad (\text{VII})$$

Porém, segundo Lima (2023, p. 363), um modelo bastante utilizado na prática é o GARCH (1,1), em que a volatilidade é expressa como:

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 R_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} \quad (\text{VIII})$$

Lima (2023, p. 366) define a variância condicional usando as informações até o termo $t - 1$ e do retorno do período imediatamente anterior. A média, ou variância incondicional, é encontrada estabelecendo-se

$$E(R_{t-1}^2) = h_t = h_{t-1} = h \quad (\text{IX})$$

E colocando essa informação na fórmula do modelo GARCH (1,1), temos:

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 R_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1}$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 h + \beta_1 h$$

$$h - \alpha_1 h - \beta_1 h = \alpha_0 \quad (\text{X})$$

$$h(1 - \alpha_1 - \beta_1) = \alpha_0$$

$$h = \alpha_0 / (1 - \alpha_1 - \beta_1)$$

De acordo com essa última equação, o modelo será considerado estacionário se a soma dos parâmetros $\alpha_1 + \beta_1$ for menor do que um (Lima, 2023, p. 366). Assim, as previsões de volatilidade utilizando um modelo GARCH são feitas da mesma maneira que para o modelo ARCH descrito anteriormente (Lima, 2023, p. 366).

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 R_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} \rightarrow \text{modelo GARCH} \quad (\text{XI})$$

Quando se assumem os parâmetros $\alpha_1 = 1 - \lambda$ e $\beta_1 = \lambda$ no modelo GARCH o h_t corresponde ao σ_2 (Lima, 2023, p. 366).

Na sequência metodológica, temos os testes estatísticos que verificam a eficácia da modelagem adotada, que em nosso caso procura estimar a volatilidade da série cambial do dólar e do real.

■ 2.1 Testes estatísticos para a modelagem GARCH

Nas próximas seções, apontaremos a sequência metodológica dos testes estatísticos utilizados na modelagem GARCH, baseados em nossas referências bibliográficas.

2.1.1 Testes de análise visual

De acordo com Gujarati et al. (2019), um dos primeiros testes estatísticos que podem ser observados é a análise visual dos algoritmos da variação diária

do câmbio. Em seguida, fazemos os testes para verificar se a série observada é estacionária, por meio das seguintes hipóteses usuais:

- H_0 : O processo é estacionário.
- H_1 : O processo possui raiz unitária⁷ ou tendência.

2.1.2 Testes estatísticos de estacionariedade

- Teste KPSS (Kwiatkowski et al., 1992)⁸.
- Teste de Phillips e Perron (1988).
- Teste ADF (Dickey & Fuller, 1979).

2.1.3 Testes de independência

Deve-se também verificar a independência dos resíduos. A ideia aqui é verificar se sobrou autocorrelação nos resíduos, o que implicaria a hipótese de que os resíduos sejam dependentes e não independentes. Isso significaria que o modelo utilizado não captou toda a informação do conjunto dos dados, e uma parte da correlação não captada (sobra) ainda estaria nos resíduos⁹. Por conta disso, verifica-se se os resíduos são independentes (essa análise, em geral, utiliza uma inspeção visual dos resíduos). Em seguida, utiliza-se a metodologia dos testes ACF¹⁰ dos resíduos e dos quadrados dos resíduos com a finalidade de verificar se a autocorrelação da série é nula; além disso, realizam-se os testes PACF¹¹ (Arratia, 2014, pp. 74-75, 115; Berlinger et al., 2015, p. 24; Bueno, 2018, pp. 44, 64; Gujarati & Porter, 2011, p. 768; Tsay, 2013, p. 195).

⁷ Raiz unitária é um processo em que o número 1 é a raiz do polinômio autorregressivo.

⁸ Para obter maiores informações sobre a metodologia KPSS, ver Bueno (2018, p. 129).

⁹ Um outro teste de autocorrelação dos resíduos é o chamado Teste LM ou Teste Breusch-Godfrey (Bueno, 2018, p. 83).

¹⁰ ACF é a função de autocorrelação que mede dois valores em uma série temporal, na qual, quando plotado, sintetiza o gráfico da autocorrelação contra a defasagem.

¹¹ Função de autocorrelação parcial (Bueno, 2018, p. 44).

2.1.4 Testes de Box

Na sequência metodológica, há os chamados testes de Box. Nesses testes – Ljung & Box (1978) ou Box-Jenkins¹², por exemplo –, quando se assume a hipótese nula até um determinado m , a série não apresenta autocorrelação, contra a hipótese alternativa que ao menos um P é diferente de zero (isso significaria que a série é não independente). Consideram-se então as seguintes hipóteses:

- $H_0: P(1) = P(2) = \dots = P(m) = 0$.
- $H_1: \text{Pelo menos um diferente de zero.}$

De acordo com Hull (2016, p. 561-572), Bueno (2018, p. 285) e Tsay (2013, p. 197), em uma série com m observações, o teste de Ljung-Box pode ser assim definido:

$$m \sum_{k=1}^K w_k \eta_k^2 \quad (\text{XII})$$

em que η_k é a autocorrelação para uma defasagem de k , K é o número de defasagens consideradas e

$$w_k = (m+2)/(m-k) \quad (\text{XIII})$$

De acordo com Gujarati e Porter (2011, p. 768),

[...] ao contrário dos modelos de regressão, nos quais Y_t é explicado pelos regressores $K X_1, X_2, X_3, \dots, X_k$, os modelos de séries temporais do tipo Box e Jenkins permitem que Y_t seja explicado pelos valores passados, ou defasados, do próprio Y e dos termos dos erros estocásticos.

12 Para obter mais detalhes sobre a metodologia Box-Jenkins, ver Gujarati e Porter (2011, p. 765).

2.1.5 Testes estatísticos de aderência e normalidade

Bueno (2018, p. 80) utiliza como teste de normalidade o teste de Shapiro-Wilk (No R: shapiro.test()) para a distribuição normal. Para outras distribuições, utiliza-se o teste de Kolmogorov-Smirnov (No R: ks.test()). Já Shumway e Stoffer (2010, p. 285) mencionam que também

[...] há um número de testes realizados nos resíduos ou nos resíduos ao quadrado da série. [...] por exemplo, a estatística Jarque-Bera¹³ testa os resíduos do ajuste para normalidade com base na assimetria e curtose. A estatística Shapiro-Wilk testa os resíduos do ajuste à normalidade com base nas estatísticas de ordem empírica.

Um outro meio aplicado na prática é a utilização do teste de aderência das distribuições. Esse teste consiste na análise visual dos dados plotados em uma reta que caracteriza a distribuição utilizada, como a distribuição normal – *Normal Q-Q Plot* (Berlinger et al., 2015, pp. 26-27). Pode-se ainda observar a aderência da distribuição normal por meio de histogramas, em que se compara a curvatura de uma distribuição normal com os dados observados na série (Arratia, 2014, pp. 51-52; Berlinger et al., 2015, p. 25).

Uma prática utilizada ao rodar o modelo GARCH é que, além de testar a distribuição normal, roda-se, em geral, uma outra distribuição de probabilidade (Morettin, 2017, pp. 28, 134, 155). Por exemplo, Tsay (2013, pp. 198, 203) utilizam as distribuições *t* de Student (*Student t* – STD) e *t* de Student distorcidas¹⁴ (*skew Student t distributions* – SSTD), com suas respectivas ferramentas gráficas (essas distribuições geram gráficos similares ao gráfico utilizado na distribuição normal).

13 Para obter mais informações sobre o Teste Jarque-Bera, ver Bueno (2018, p. 82).

14 De acordo com Tsay (2013, p.190), “além das caudas pesadas, as distribuições empíricas dos retornos dos ativos também podem ser distorcidas. Para lidar com essa característica adicional de retornos de ativos, a distribuição *t* de Student pode ser modificada para se tornar uma distribuição *t* de Student distorcida”. Para obter mais detalhes sobre essas distribuições, ver Ferbabdez e Steel (1998).

2.1.6 Critério de seleção de modelos e teste de parcimônia

De acordo Morettin (2017), e especificamente Bueno (2018, p. 50), “o critério de informação é uma forma de encontrar o número ideal de parâmetros de um modelo”. A ideia é minimizar uma função baseada nos resíduos, penalizada pelo número de regressores, já que existem alguns principais critérios/modelagens de informação. A estatística de Schwarz é dada pela expressão BIC (Bayesian Information Criterion). A estatística de Akaike, denotada por AIC (Akaike Information Criterion). De acordo com Tsay (2013, p. 207), em caso de testes entre os modelos, escolhe-se, por exemplo, o AIC de menor valor.

2.1.7 Testes VaR

A técnica VaR é uma metodologia em que se sintetiza a perda máxima esperada, a um certo nível de significância, dentro de um período de tempo determinado. Neste trabalho, usaremos a metodologia VaR para estimar o máximo de vezes em que o limite esperado de perda foi superado, dado um intervalo de confiança de 95%. Essa técnica também é bastante utilizada em fundos de investimento e mesmo na gestão de risco de bancos comerciais (Hull, 2016; Kimura, 2009; Lima, 2023).

2.1.8 Previsão de volatilidade

Como citado anteriormente e dentre a metodologia deste trabalho, as previsões de volatilidade é o objetivo desta pesquisa, em que se utilizou a modelagem GARCH. Assim, de acordo com Morettin (2017, p. 134), um modelo GARCH pode ser usado para descrever a volatilidade de uma maneira parcimoniosa.

Outro recurso utilizado na previsão para o modelo GARCH é a ferramenta gráfica de convergência da série, utilizada para estimar o tempo, em número de dias, necessário para que a volatilidade se aproxime da variância incondicional dos dados observados (Bueno, 2018, p. 287; Gujarati et al., 2019).

Já a próxima seção trata dos resultados obtidos nesta pesquisa para a aplicação do modelo GARCH na série cambial entre o dólar norte-americano e a moeda brasileira (real).

3

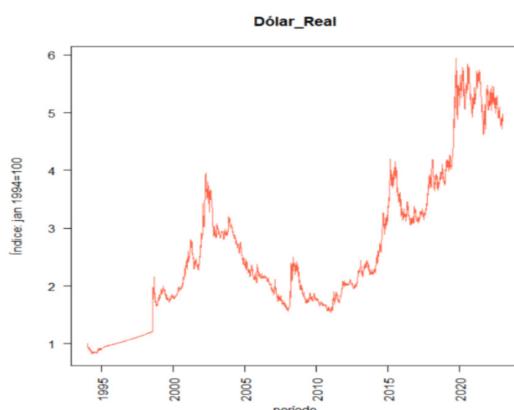
RESULTADOS

Os resultados encontrados no exercício econométrico foram realizados por meio do software estatístico R. Os dados utilizados são a série do câmbio entre a moeda norte-americana (dólar) e a moeda brasileira (real). Essas séries foram captadas diretamente via software R, que, por sua vez, captou os dados da base Yahoo Finance. O início da série foi em 1º de janeiro de 1994 e seguiu até 8 de novembro de 2023.

De acordo com Gujarati et al. (2019, p. 310), uma metodologia inicial utilizada para avaliar o câmbio é a análise visual, em que se utilizam “os algoritmos das variações nos preços dos ativos como retornos (diários) dos ativos, sobre a taxa de câmbio”. Assim, uma análise gráfica da taxa de câmbio em logaritmo entre a moeda brasileira e a moeda norte-americana pode ser observada a partir da Figura 1.

Figura 1

Taxa de câmbio real/dólar (período de 1º de julho de 1994 a 8 de novembro de 2023)



Fonte: Elaborada pelo autor por meio do software RStudio e da base de dados Yahoo Finance.

Na Figura 1, podemos observar que a moeda brasileira começou a se desvalorizar em comparação com o dólar um tempo após o lançamento do Plano Real em 1994. Essa desvalorização se manteve em tendência de alta ao longo dos 29 anos da série utilizada nesta pesquisa. Uma observação é que vamos nos limitar neste texto a não fazer uma análise apurada do porquê da depreciação do real perante o dólar nos últimos anos. O nosso objetivo aqui é observar a volatilidade da série ao longo do tempo. Ou seja, consideraremos apenas os dados e sua variabilidade ao longo do período, e não procuraremos identificar aqui por que esse fato ocorreu.

Quanto à volatilidade da série observada, notamos que, depois do lançamento da nova moeda brasileira e após julho de 1994 a junho de 1996, o real passou por um período de valorização perante o dólar norte-americano. Aproximadamente após essa data até o início de janeiro de 1999, vemos uma tendência praticamente linear e pouco volátil da série. A partir desse período, notamos que a série ficou mais volátil ao longo do tempo. Assim, poderíamos traçar uma linha de tendência ao longo da série e claramente teríamos uma tendência de alta ao longo do período. Ou seja, ao observarmos os dados, verificamos que as oscilações persistem ao longo dos quase 30 anos da taxa de câmbio observada.

Desde o mês de julho de 1994 até o primeiro dia de novembro de 2023, a média dos retornos diários da taxa de câmbio (dólar/real) que calculamos neste trabalho foi de 0,0002621 (0,02621%), com uma variância de 0,0000862. Se comparado com o estudo de Gujarati et al. (2019), no qual os autores calculam essa mesma taxa de retorno médio diário entre o dólar norte-americano e o euro, obteve-se o valor de 0,000113 (0,0113%), e sua variância foi de cerca de 0,0000351, para o período de primeiro de janeiro de 2004 a 8 de maio de 2008. Assim, ao compararmos os dados dos dois estudos, e apesar de o tamanho das amostras dos dois estudos não ser o mesmo, e nem as variáveis, temos que os resultados de retorno médio e variância não ficaram tão distantes um do outro.

A ideia de testar o dólar para com o real parte da concepção de que o dólar ainda continua sendo a moeda estrangeira mais relevante no mundo, e em especial também para o Brasil. Os retornos da variação do dólar em relação ao real podem ser observados na Figura 2. Essa alta volatilidade na série pode ser considerada “normal” por tratar-se de uma comparação entre as moedas diferentes. Ainda por meio da Figura 2, percebem-se alguns *clusters* de volatilidade ao longo da série (Gujarati & Porter, 2011; Tsay, 2013).

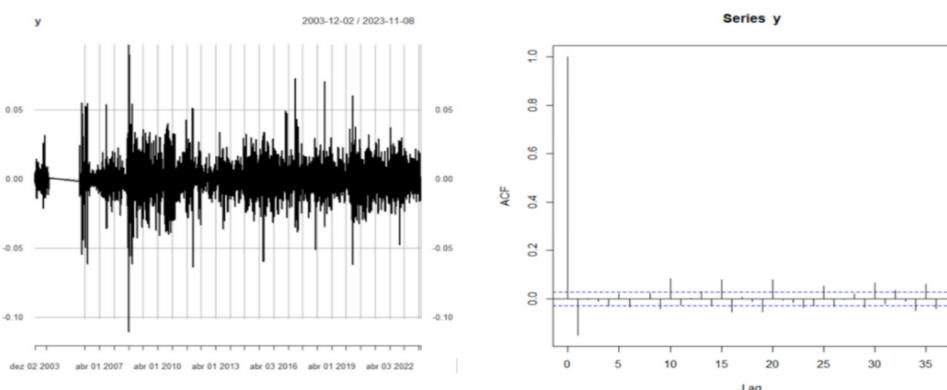
- Previsão de volatilidade da taxa de câmbio dólar/real por meio de modelagem Garch, Leandro Pereira da Silva

Figura 2 (à esquerda)

Retorno da variação do dólar perante o real (de janeiro de 1994 a novembro de 2023)

Figura 3 (à direita)

ACF retornos – dólar/real (de janeiro de 1994 a novembro de 2023)

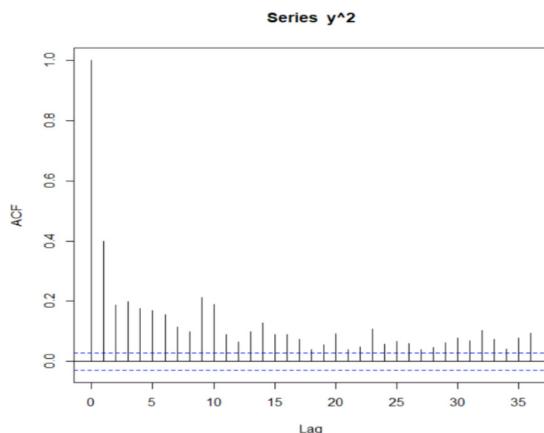


Fonte: Elaboradas pelo autor por meio do software RStudio e da base de dados Yahoo Finance.

Já o gráfico do tipo ACF tem a finalidade de verificar se a autocorrelação é nula. Assim, quando se observa a Figura 3 dos retornos da série, nota-se que a série de retorno não apresenta autocorrelação irrestrita, porém indica alguns pontos de autocorrelação ao longo da série testada (nota-se que, dado que a série é relativamente longa, há algumas exceções ao longo do período, como se pode observar na figura, porém a quantidade de exceções é não significante para os critérios desta pesquisa). Já quando se observa a Figura 4 (ACF dos retornos ao quadrado), nota-se que aparece a autocorrelação. Esse fato também indica a presença de volatilidade. Ou seja, choques de variância da série se propagam nos dias próximos, o que indica não estacionariedade na série de dados (Gujarati & Porter, 2011; Tsay, 2013, p. 195).

Figura 4

ACF retornos ao quadrado – dólar/real (período de 1º de janeiro de 1994 a 8 de novembro de 2023)



Fonte: Elaborada pelo autor por meio do software RStudio e da base de dados Yahoo Finance.

O teste de Jung-Box realizado nos retornos ao quadrado pode ser observado por meio do software R, o que demonstra que os retornos não são independentes. Ou seja, houve rejeição quando se observam os valores no teste apresentado a seguir – realizado por meio do software R (Gujarati & Porter, 2011; Tsay, 2013, p. 195).

Box-Ljung test
data: y^2
 $X\text{-squared} = 2211, df = 15, p\text{-value} < 2.2e-16$

Ao rodarmos o modelo GARCH (1, 1) de ajuste da série (software R), consideramos inicialmente uma distribuição normal e média zero para os retornos observados. Quando se observam os valores ajustados, verifica-se que os valores dos parâmetros ômega, alfa e beta são relativamente pequenos (respectivamente, 2.2547e-06, 1.0380e-01 e 8.8475e-01). No entanto, esses valores

pequenos são comuns para esse tipo de série observada, e também é comum que o valor do beta seja maior do que o valor alfa. Além disso, todos os parâmetros foram significantes (Hull, 2016, pp. 561, 571; Bueno, 2018, p. 285; Tsay, 2013, p. 197). De acordo com Arratia (2014, p. 127), esses parâmetros podem ser considerados significativos se forem diferentes de zero.

Alguns testes também podem ser observados por meio dos dados da demonstração feita antes, em que os dois primeiros testes – de Jarque-Bera e Shapiro-Wilk – se referem a testes de normalidade, e os dados desses testes rejeitaram a hipótese de normalidade dos resíduos (o que acontece comumente, pois o teste de normalidade não contempla em geral a normalidade de resíduos). Na sequência dos dados apresentados anteriormente, podemos observar alguns outros testes. Por meio dos testes Ljung-Box, podemos verificar que eles demonstram não rejeição, pelo fato de os retornos tenderem a não ser autocorrelacionados. Ainda na sequência dos testes Ljung-Box, podemos observar os testes para os resíduos ao quadrado, em que também não se rejeitou a série observada.

Na sequência metodológica, tem-se a métrica de dividir os resíduos pelo desvio padrão com o objetivo de ter uma padronização dos dados na série. Ao plotarmos esses valores, podemos observar, por meio da Figura 5, que temos um gráfico um pouco diferente da Figura 2, pois não há mais os *clusters* de volatilidade (ou seja, a variância tem uma característica de ser um pouco mais constante ao longo do período).

Já quando se observam os dados por meio das figuras 6 e 7 dos resíduos padronizados ao quadrado, verificamos a normalidade apontada graficamente não indicando autocorrelação. Podemos ainda notar a diferença na Figura 6 quando comparada com a Figura 3 (Gujarati & Porter, 2011; Arratia, 2014, p. 126).

Figura 5 (à esquerda)

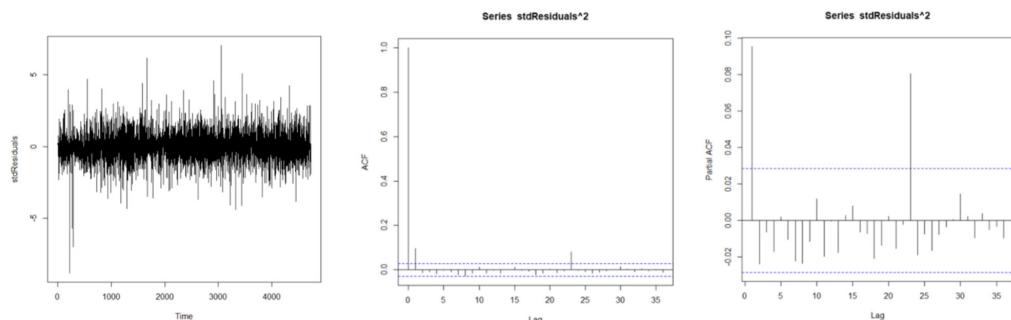
Resíduos padronizados

Figura 6 (ao centro)

ACF dos resíduos padronizados ao quadrado

Figura 7 (à direita)

PACF dos resíduos padronizados ao quadrado

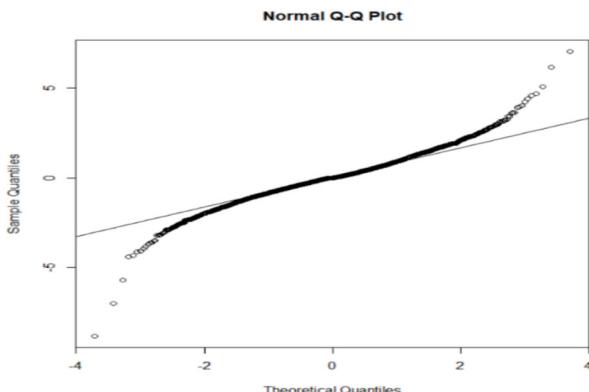


Fonte: Elaborada pelo autor por meio do software RStudio e da base de dados Yahoo Finance.

Observando também graficamente a aderência da distribuição normal, vemos, por meio da Figura 8, que as caudas se afastam um pouco da normalidade, pois a distribuição normal não consegue suportar perfeitamente os dados (retornos) dentro de sua normalidade técnica.

- Previsão de volatilidade da taxa de câmbio dólar/real por meio de modelagem Garch, Leandro Pereira da Silva

Figura 8
Aderência da distribuição normal



Fonte: Elaborada pelo autor por meio do software RStudio e da base de dados Yahoo Finance.

A seguir, podemos também verificar algebricamente a não aderência da normalidade mediante o teste de Shapiro realizado por meio do software utilizado (R).

Shapiro-Wilk normality test

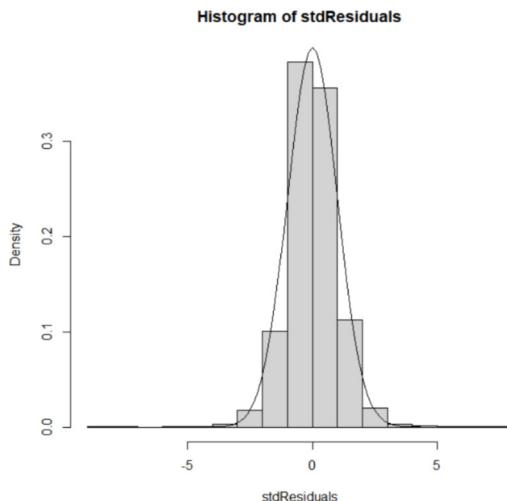
data: stdResiduals

W = 0.97036, p-value < 2.2e-16

No entanto, ao observarmos o histograma dos resíduos padronizados com a densidade da distribuição normal sobreposta (Figura 9), verificamos visualmente uma certa “quase normalidade” dos dados observados. Mas vale ressaltar que o teste de Shapiro rejeitou a normalidade.

Figura 9

Histograma dos resíduos padronizados

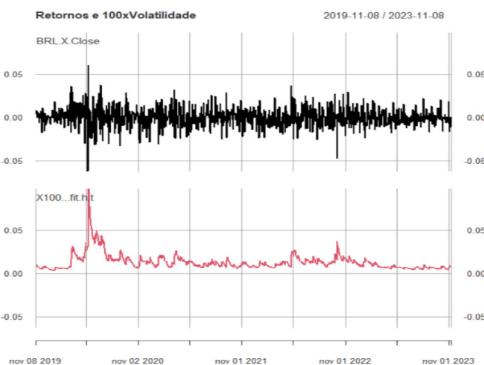


Fonte: Elaborada pelo autor por meio do software RStudio e da base de dados Yahoo Finance.

A Figura 10 aponta, em sua parte superior, os retornos da série estudada, e, na parte inferior, temos a volatilidade. Para esse gráfico, limitamos o período da análise para os últimos quatro anos – a partir do começo do mês de novembro de 2019 até o começo do mês de novembro de 2023. A ideia seria captar o efeito da pandemia de covid-19 dentro da série observada. Assim, quando se observa o gráfico da Figura 10, vemos que no mês de março de 2020 (pico da covid-19, refletido em termos de volatilidade de mercado) houve a maior volatilidade em relação ao resto do período.

Figura 10

Retornos e volatilidade (período de 8 de novembro de 2019 a 8 de novembro de 2023)



Fonte: Elaborada pelo autor por meio do software RStudio e da base de dados Yahoo Finance.

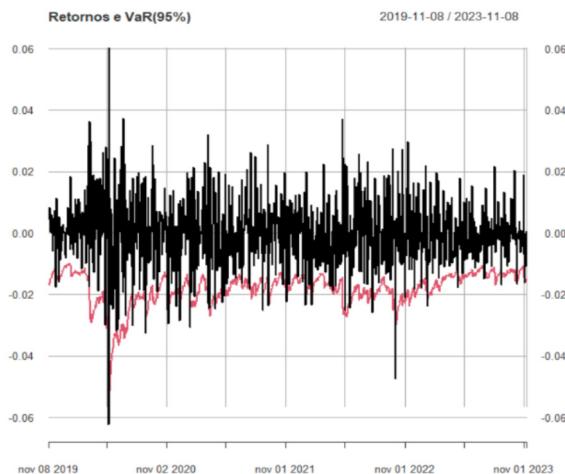
Já a Figura 11 demonstra o VaR do período dos últimos quatro anos. Assim, foi utilizado um intervalo de confiança de 95%¹⁵ para a série analisada. Observe que a linha vermelha na Figura 11 funciona como se fosse quase que uma banda. É também quase que normal que essa banda seja “furada” às vezes. Uma questão importante a saber do VaR, além do intervalo de confiança, é o período do VaR (dias que foi parametrizado). Por exemplo, podemos ter um VaR para um fundo de investimento de ativo para o dólar norte-americano com um intervalo de confiança de 95% e para 100 dias com um valor hipotético de carteira do fundo avaliado em R\$ 100 milhões. Nesse caso, espera-se que a perda máxima seja de R\$ 5 milhões de um dia para outro em um período de cem dias. Assim, espera-se que a perda máxima para esse fundo tenha um limite de R\$ 5 milhões. Dessa forma, como a série que estamos verificando é de quatro anos, é aceitável que a banda seja “furada” em mais de um ponto, desde que não tenha uma probabilidade maior do que 5%. Assim, ao verifi-

¹⁵ Em geral, os bancos comerciais no Brasil utilizam um intervalo de confiança de 99% para suas posições financeiras e os fundos de investimentos administrados por eles. No entanto, o intervalo de confiança de 95% para a série aqui estudada se justifica em função de trabalharmos com o câmbio, que é um ativo muito mais volátil; além disso, a moeda norte-americana é considerada no mercado quase um derivativo.

carmos isso de forma algébrica e com auxílio do *software*, temos o valor de cobertura de 4,26%, o que demonstra que o modelo atenderia a uma expectativa de um intervalo de confiança de 95% (Darócz, et al. 2013, p. 21).

Figura 11

VaR



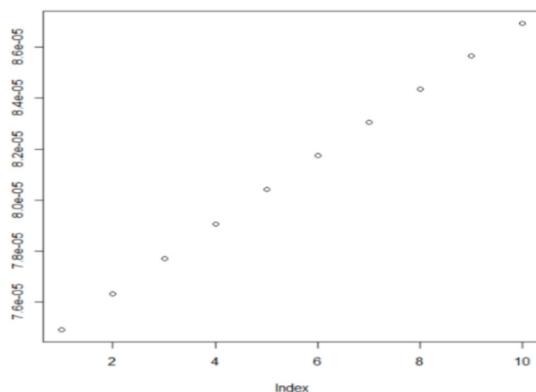
Fonte: Elaborada pelo autor por meio do software RStudio e da base de dados Yahoo Finance.

Ao calcularmos a previsão de volatilidade para dez pontos (dias) à frente, a partir da última observação (8 de novembro de 2023), temos os valores diários estimados de volatilidade, como observado a partir dos dados apresentados a seguir. Dessa forma, verificamos a previsão de retorno (*mean forecast*) – que é sempre zero –, o erro médio (*mean error*) e a volatilidade (*standard deviation* – ou desvio padrão condicional). Ou seja, em nosso exemplo a estimativa é que, para o dia posterior ao último dia observado no modelo – dia 8 de novembro de 2023 –, é esperada uma volatilidade de 0,87% para a moeda norte-americana no mercado brasileiro. Ao observarmos a Figura 12, e na sequência do texto, visualizamos a previsão de volatilidade para os dez dias subsequentes à série observada.

| | <i>meanForecast</i> | <i>meanError</i> | <i>standardDeviation</i> |
|----|---------------------|------------------|--------------------------|
| 1 | 0.008655890 | 0.008655890 | 0.008655890 |
| 2 | 0.008736189 | 0.008736189 | 0.008736189 |
| 3 | 0.008814848 | 0.008814848 | 0.008814848 |
| 4 | 0.008891923 | 0.008891923 | 0.008891923 |
| 5 | 0.008967464 | 0.008967464 | 0.008967464 |
| 6 | 0.009041520 | 0.009041520 | 0.009041520 |
| 7 | 0.009114137 | 0.009114137 | 0.009114137 |
| 8 | 0.009185357 | 0.009185357 | 0.009185357 |
| 9 | 0.009255223 | 0.009255223 | 0.009255223 |
| 10 | 0.009323775 | 0.009323775 | 0.009323775 |

Figura 12

Previsão de volatilidade para dez dias subsequentes

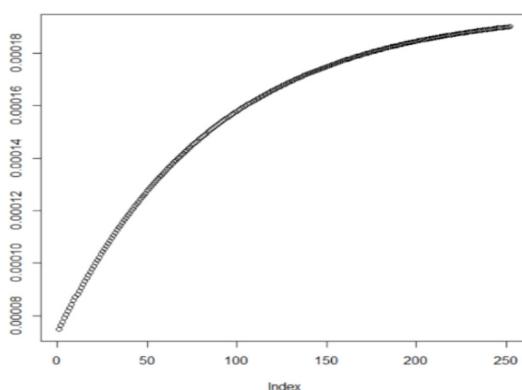


Fonte: Elaborada pelo autor por meio do software RStudio e da base de dados Yahoo Finance.

Estendida a previsão para os 252 dias posteriores ao último dia observado, tem-se uma melhor convergência da série, como pode ser observado na Figura 13. Assim, dado o crescimento da volatilidade esperada para os próximos dias, espera-se a aproximação da volatilidade para a própria variância incondicional. Vale destacar que, para séries em que haja menos volatilidade, como uma ação de uma empresa, a convergência se dá, em geral, de forma mais rápida no tempo, ou seja, em menos de um ano, provavelmente as estimativas já teriam convergido para uma constante. Porém, como estamos observando praticamente um ativo financeiro do tipo derivativo, a maior volatilidade impede uma convergência mais rápida. No nosso caso especial, a convergência se dá apenas no último dia estimado, já que o crescimento da curva da velocidade da Figura 13 depende dos coeficientes do modelo (α , β e ω). Assim, quanto mais baixos forem esses parâmetros, mais rápida será a velocidade de crescimento da curva.

Figura 13

Previsão de volatilidade para 252 dias



Fonte: Elaborada pelo autor por meio do software RStudio e da base de dados Yahoo Finance.

Agora, ao rodarmos o modelo GARCH (1, 1) de ajuste da série, por meio do software R, e mediante uma distribuição SSTD, temos um novo ajuste para

o modelo, como indicado a seguir. Agora há dois novos parâmetros no modelo que são os parâmetros *skew* (parâmetro de assimetria da estatística t de Stewart) e *shape* (graus de liberdade da t de Stewart). E todos os parâmetros também deram significativos (Tsay, 2013, p. 204).

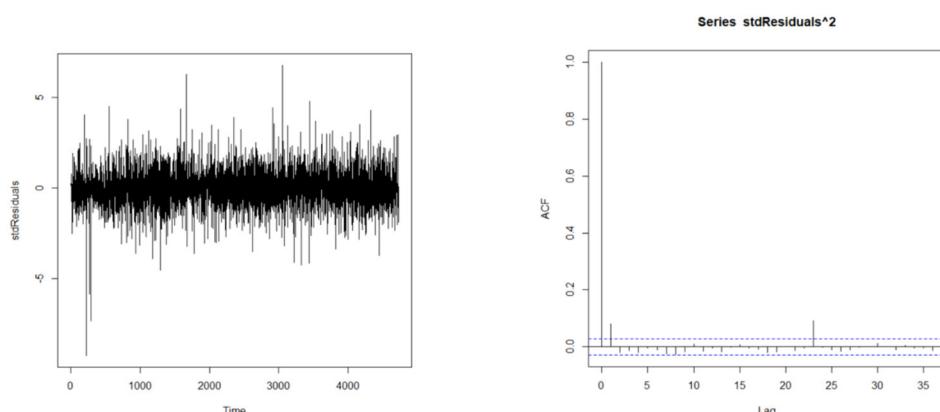
Os testes Ljung-Box deram validade à série estimada, ou seja, conseguiram captar toda a volatilidade da série (Tsay, 2013, p. 207). Já os cálculos dos resíduos padronizados a partir da distribuição SSTD são demonstrados nas figuras 14 e 15.

Figura 14 (à esquerda)

Previsão dos resíduos padronizados (SSTD)

Figura 15 (à direita)

ACF dos resíduos padronizados ao quadrado (SSTD)



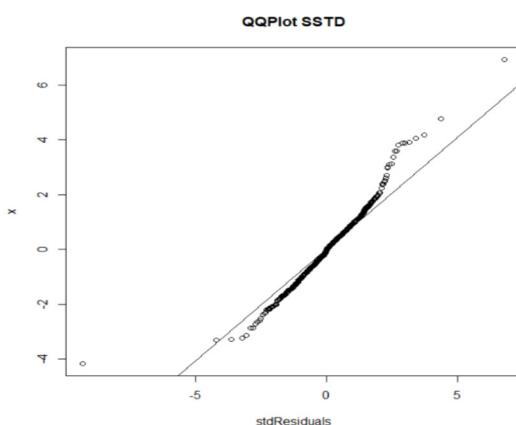
Fonte: Elaboradas pelo autor por meio do software RStudio e da base de dados Yahoo Finance.

Já os dados apresentados a seguir demonstram que a média dos padronizados foi próxima de 0, como esperado. Assim como o desvio padrão ficou próximo de 1, como também esperado.

```
> mean(stdResiduals)
[1] 0.01658583
> sd(stdResiduals)
[1] 0.9952988
```

A aderência da série na distribuição SSTD pode ser observada na Figura 16. O gráfico da figura mostra os resíduos padronizados com distribuição t de Student distorcida. Note que existe uma certa diferença no gráfico da Figura 16 se comparado com o gráfico da Figura 8 de aderência de distribuição normal. Na Figura 16, a série tem uma maior aderência ao longo do período, no entanto percebe-se uma cauda superior mais pesada e afastada (Tsay, 2013, pp. 204-205).

Figura 16
Aderência da distribuição SSTD

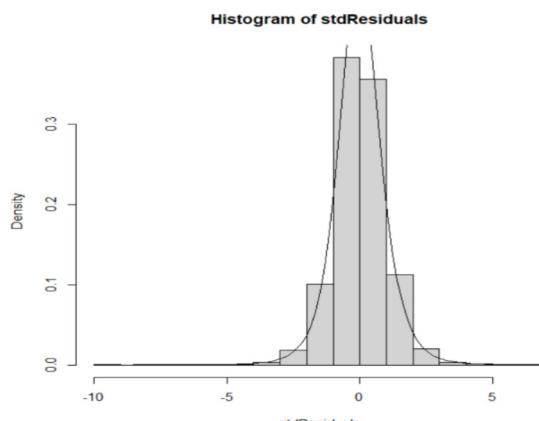


Fonte: Elaborada pelo autor por meio do software RStudio e da base de dados Yahoo Finance.

O teste de aderência KS utiliza a distribuição T assimétrica, com os graus de liberdade baseados no parâmetro de *shape*, e x_i que é o parâmetro *skew* de assimetria. Rodado o teste, o valor encontrado de p-valor foi de 0,002713, que com um nível de significância de 1% não rejeitaria a hipótese de a distribuição ser do tipo SSTD. Já o histograma (Figura 17) demonstra a curva sobreposta, de forma similar à Figura 9. E os valores apresentados a seguir demonstram um efeito similar ao da distribuição normal.

```
omega      alpha1      beta1      skew      shape
2.024350e-06 1.238290e-01 8.729352e-01 1.026661e+00 5.026596e+00
```

Figura 17
Histograma



Fonte: Elaborada pelo autor por meio do software RStudio e da base de dados Yahoo Finance.

Ao refazermos, plotamos a volatilidade da série analisada e temos a Figura 18, que aponta a volatilidade da série. A Figura 19 demonstra o VaR observado, assim como a taxa de cobertura de 5,09%, como demonstra os cálculos

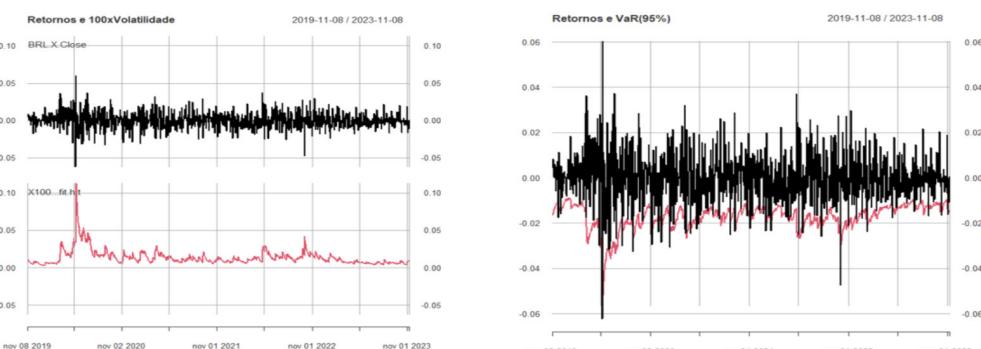
realizados e apontados a seguir. O valor do grau de cobertura para a distribuição normal foi de 4,26%, portanto menor do que os 5,01% de grau de cobertura da distribuição SSTD. Ou seja, a distribuição SSTD apontou um grau de cobertura melhor do que se comparado com a da distribuição normal. Assim, espera-se que, dado o intervalo de confiança de 95% para o VaR estimado, o valor seja mais o próximo possível de 5%, como o valor do grau de cobertura. Ou seja, no teste realizado, teve-se um valor de 0,005090832.

Figura 18 (à esquerda)

Retornos e volatilidade (período de 8 de novembro de 2019 a 8 de novembro de 2023)

Figura 19 (à direita)

VaR



Fonte: Elaboradas pelo autor por meio do software RStudio e da base de dados Yahoo Finance.

Por fim, ao fazermos a previsão de volatilidade para os próximos dez pontos (dias) da nova distribuição, podemos observar, a partir dos dados apresentados a seguir, a volatilidade esperada a partir do próximo dia útil subsequente ao último dia observado nessa série para o ativo observado neste estudo. A Figura 20 demonstra tal volatilidade estimada para os dez dias subsequentes. Já a Figura 21 demonstra a volatilidade esperada para os próximos 252 dias.

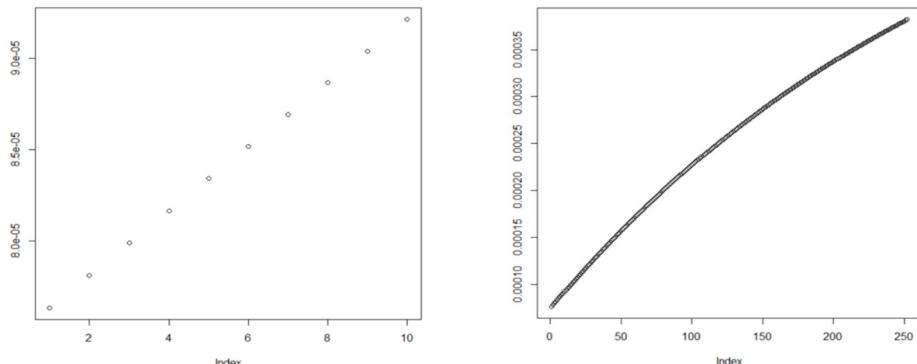
E se compararmos a Figura 21 com a Figura 13, nota-se que aquele é mais “linear” em sua trajetória, ou seja, estima-se que a distribuição SSTD, para o caso estudado, seja mais eficiente, pois se demora mais para convergir para variância incondicional.

Figura 20 (à esquerda)

Previsão de volatilidade para dez dias subsequentes (SSTD)

Figura 21 (à direita)

Previsão de volatilidade para 252 dias subsequentes (SSTD)



Fonte: Elaboradas pelo autor por meio do software RStudio e da base de dados Yahoo Finance.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

Os modelos econométricos que procuram trabalhar com previsões de séries de tempo em séries financeiras são ferramentas com um grande interesse acadêmico e também prático. Devido à falta de estacionariedade, em geral, dessas séries que envolvem ativos financeiros e econômicos, tem-se um fator que dificulta muito o trabalho de projeção. No entanto, muitas vezes, é necessário ao menos termos uma ideia de para onde uma determinada série vai caminhar no tempo. Esse é o caso de séries cambiais, no qual o preço de uma determinada moeda estrangeira é de fundamental importância em vários aspectos.

No mundo, ainda temos o dólar norte-americano como a principal moeda de transações internacionais. Por essa razão, esta pesquisa, de natureza aplicada, procurou utilizar um modelo econométrico (GARCH) com o objetivo de realizar uma estimativa de previsão para a taxa de câmbio entre o dólar e o real. Verificamos que esse modelo utilizado trabalha com a questão da própria volatilidade e não exatamente com a previsão do “preço” do dólar aqui no Brasil. Verificamos ainda que a moeda norte-americana aqui no Brasil teve uma certa volatilidade ao longo dos 20 nove anos observados neste trabalho.

Dada a dificuldade de se realizar uma projeção com séries não estacionárias, podemos mesmo assim estimar a previsão da volatilidade do dólar aqui no Brasil. Uma grande vantagem do modelo GARCH é que o modelo possibilita realizar projeções com um período razoavelmente grande (um ano, por exemplo). Assim, ao rodarmos o modelo, realizamos a projeção do dólar aqui no Brasil para um período de dez dias ($t + 10$) e um ano à frente ($t + 252$). Para o período de dez dias úteis à frente (a partir de 9 de novembro de 2023 até 22 de novembro de 2023), por meio da distribuição STD, as volatilidades previstas para o dólar no Brasil foram, respectivamente, 0,008736876, 0,008838006, 0,008937671, 0,009035918, 0,009132797, 0,009228349, 0,009322618, 0,009415643, 0,009507461 e 0,009598108. Já os verificados da volatilidade da série para os mesmos dias testados foram, respectivamente, 0,0077294840, 0,0049983910, 0,0085246616, 0,0002616587, 0,0085357530, 0,0007403543, 0,0026737520, 0,0088877679, 0,0067465650, 0,0097425950. Assim, dada uma volatilidade em módulo e para uma taxa de câmbio estabelecida em R\$ 5,00 (US\$ 1,00), temos que a diferença de volatilidade não captada pelo modelo entre os valores projetados e realizados foi em média de -0,33% nos dez dias testados.

DOLLAR/REAL EXCHANGE RATE VOLATILITY FORECASTING USING GARCH MODELING

Abstract

A much sought after topic in scientific and practical terms in economic science is the possibility of specific estimation of distinct variables. And especially when specifically estimating the variation of financial series of derivatives or foreign

currencies, the interest and complexity are generally even greater. Thus, given the target financial asset, the possibility of anticipating its future price is one of the great recurring unknowns in the financial market. In this research we will work with time series methodologies, and to avoid circumventing this situation, the objective of this research is to apply the GARCH methodology to an exchange rate series in the relationship between the US dollar and the Brazilian currency real, to verify the possibility of predicting the volatility of the series. observed. The results found that when we ran the GARCH model for the series of exchange rates observed in this work, we found that the projected and realized volatility had an average difference of 0.33%, comparing daily ten days of projected volatility with ten days of volatility, in fact, accomplished.

Keywords: Econometric modeling; exchange rate; forecast; GARCH model; volatility.

Referências

- Aiube, F. A. L. (2013). *Modelos quantitativos em finanças*. Grupo A.
- Arratia, A. (2014). *Computational finance: An introductory course with R*. Atlantis Press.
- Berlinger, E., Illes, F., & Badiccs, A. M. (2015). *Mastering R for quantitative finance. Use R to optimize your trading strategy and build up your own risk management system*. Packt.
- Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroscedasticity. *Journal of Econometrics*, 31, 307-327.
- Box, G. P. E., & Jenkins, G. M. (1978). *Time series analysis: Forecasting and control*. Holden.
- Bueno, R. de L. da S. (2018). *Econometria de séries temporais* (2a ed. rev. e atual.) Cengage Learning Brasil.
- Chan, N. H. (2010). *Time series applications to finance with R and S-Plus* (2nd ed.). John Wiley & Sons.
- Daróczzi, G., Vidovics-dancs., Agnes, H. D., & Berlinger, E. (2013). *Introduction to R for Quantitative Finance*. Packt Pub Ltd.
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427-431.
- Engle, R. (1982). Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica*, 50(1), 987-1007.

- Ferbabdez, C., & Steel, M. F. J. (1998). On Bayesian modelling of fat tails and skewness. *Journal of the American Statistical Association*, 93, 359-371.
- Giambiagi, F. (2017). *Derivativos e risco de mercado*. Grupo GEN.
- Gujarati, D. N., & Porter, D. C. (2011). *Econometria básica*. Grupo A.
- Gujarati, D., Yamagami, C., & Virgilitto, S. B. (2019). *Econometria*. Saraiva.
- Heynen, R. C., & Kat, H. (1994). Volatility prediction: a comparison of the stochastic volatility, GARCH (1, 1), and EGARCH (1, 1) models. *Journal of Derivatives*, 2(2). 50-65.
- Hull, J. C. (2016). *Opções, futuros e outros derivativos*. (9th ed) Grupo A.
- Jeet, P., & Vats, P. (2017). *Learning quantitative finance with R*. Packt.
- Kimura, H. (2009). *Value-at-risk: Como entender e calcular o risco pelo VAR*. Atlas.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P. C. B., Schmidt, P., & Shin, Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. *Journal of Econometrics*, 54, 159-178.
- Lima, F. G. (2023). *Análise de riscos*. Grupo GEN.
- Ljung, G. M., & Box, G. E. P. (1978). On a measure of lack of fit in time series models. *Biometrika*, 65, 297-303.
- Morettin, P. A. (2017). *Econometria financeira: Um curso em séries temporais financeiras*. Blucher.
- Rossi, J. W., & Neves, C. das. (2014). *Econometria e séries temporais com aplicações a dados da economia brasileira*. Grupo GEN.
- Phillips, P. C. B., & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 72(2), 335-346.
- Santos, J. C. de S., & Silva, M. E. da (2015). *Derivativos e renda fixa: Teoria e aplicações ao mercado brasileiro*. Grupo GEN.
- Shumway, R. H., & Stoffer, D. S. (2010). *Time series analysis and its applications with R examples* (4th ed.). Springer.
- Tsay, R. (2013). *An introduction to analysis of financial data with R*. Wiley.

A ECONOMIA DOS CUSTOS DE TRANSAÇÃO E AS TRANSAÇÕES NOS MERCADOS DE DERIVATIVOS DE AÇÚCAR E ETANOL

Iago Emidio Lutz de Souza

Graduado em Ciências Econômicas pela Universidade Federal de Viçosa (UFV), mestre em Economia pela Universidade Federal de Uberlândia (UFU) e doutorando em Economia da Universidade Estadual Paulista “Júlio de Mesquita Filho” (Unesp). Responsável pelo setor de hedge e gerenciamento de riscos da Usina Santa Fé.

E-mail: iago.lutz@unesp.br

 <https://orcid.org/0000-0002-5183-6866>

Tatiana Massaroli de Melo

Graduada em Ciências Econômicas pela Universidade Estadual Paulista “Júlio de Mesquita Filho” (Unesp), mestra em Economia pela Pontifícia Universidade Católica de São Paulo (PUC-SO), doutora em Economia da Indústria e da Tecnologia pela Universidade Federal do Rio de Janeiro (UFRJ) e livre-docente pela (Unesp). Professora da Faculdade de Ciências e Letras da Unesp.

E-mail: tatiana.melo@unesp.br

 <https://orcid.org/0000-0003-2787-7753>



Este artigo está licenciado com uma Licença Creative Commons - Atribuição-NãoComercial 4.0 Internacional

Como citar este artigo: Souza, I. E. L. de, & Melo, T. M. de (2025). A Economia dos Custos de Transação e as transações nos mercados de derivativos de açúcar e etanol. *Revista de Economia Mackenzie*, 22(1), 87-110. doi: 10.5935/1808-2785/rem.v22n1p.87-110

Recebido em: 16/9/2024

Aprovado em: 24/3/2025

Resumo

Os contratos de derivativos agrícolas criam um sistema complexo de movimentação de subtítulos em uma série de contratos que envolvem diversos custos de transação, ao mesmo tempo que fornecem um mecanismo para reduzir a exposição do agente ao risco. Este artigo tem como objetivos discutir a relação entre os custos cobrados nos contratos de derivativos de açúcar e etanol e a Economia dos Custos de Transação (ECT), e examinar qual conjectura sustenta qual custo. A metodologia adotada foi a análise documental. Utilizaram-se os contratos padronizados de açúcar e etanol, em que foi determinado que, com exceção dos impostos, todos os demais custos nos contratos de derivativos agrícolas são arca-dos pela ECT. Esses custos estão relacionados principalmente à estrutura de governança trilateral, à assunção do oportunismo e às características temporais das commodities agrícolas.

Palavras-chave: Commodities agrícolas; custos de transação; derivativos; economia dos custos de transação; setor sucroenergético.

Classificação JEL: D23, G13, Q13.

INTRODUÇÃO

A agropecuária brasileira tem uma importância histórica e econômica mundial, sendo um dos pilares da economia desde a época colonial, quando o país iniciou com a exportação de pau-brasil, passando pela cana-de-açúcar e pelo café, até os dias atuais, com uma diversidade de produtos agropecuários relevantes (Cardoso et al., 2022). De acordo com dados do Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada – Cepea (2022), entre os principais produtos de exportação estão o complexo de soja (US\$ 7,56 bilhões), carnes (US\$ 2,1 bilhões), produtos florestais (US\$ 1,36 bilhão), café (US\$ 879,25 milhões) e

produtos do setor sucroenergético (US\$ 684,97 milhões). Isso reforça a relevância atual do setor sucroenergético para o país (Silva, 2020).

O setor sucroenergético, que já foi a principal atividade comercial do Brasil, atualmente é uma importante fonte de energia de biomassa, produzindo não apenas açúcar, mas também etanol, eletricidade e outros derivados da cana-de-açúcar. Além de sua importância econômica, o setor tem papel ambiental e social relevante, sendo líder na produção mundial de cana-de-açúcar e gerando emprego e renda para o país (Leite et al., 2010). Apesar de a safra 2021/2022 ter apresentado resultados inferiores aos anos anteriores, devido à menor disponibilidade de matéria-prima, o setor manteve sua competitividade global, destacando-se como um dos maiores produtores e exportadores de açúcar e etanol (U.S. Department of Agriculture, 2022; Renewable Fuels Association, 2022; United Nations Conference on Trade and Development, 2022).

Como todas as atividades agropecuárias, o setor sucroenergético enfrenta desafios associados a fatores adversos, como intempéries climáticas, doenças, sazonalidade e macroeconomia, o que eleva os riscos envolvidos. Essas incertezas geram volatilidade nos preços, dificultando previsões e afetando a renda dos produtores e empresas. Nesse cenário, os mercados de derivativos agropecuários surgem como ferramentas para mitigar a volatilidade de preços, oferecendo mecanismos de administração que reduzem as incertezas e os riscos financeiros (Raifur & Garcias, 2008).

Os contratos de derivativos, que incluem custos relacionados à formalização e execução, têm um papel essencial no setor agropecuário. Segundo Klein e Shelanski (1994), esses custos, quando surgem em um ambiente de incerteza, podem ser analisados sob a perspectiva da Economia dos Custos de Transação (ECT), que investiga como os agentes se protegem dos riscos envolvidos nas transações.

No setor sucroenergético, os derivativos desempenham um papel importante na redução dos custos de transação, especialmente em mercados de produtos perecíveis como açúcar e etanol. Ao permitirem a fixação de preços futuros, eles diminuem a incerteza e a volatilidade, promovendo maior eficiência nas transações. Esses contratos também aumentam a liquidez do mercado e facilitam a transferência de riscos para investidores especializados, contribuindo para uma gestão de risco mais eficaz e a estabilidade econômica.

Com base nesse contexto, o objetivo deste artigo é avaliar se os custos identificados nos contratos de derivativos de açúcar e etanol podem ser classificados como custos de transação sob a ótica da ECT. Para atingir esse obje-

tivo, o artigo se estrutura em sete seções: introdução; referencial teórico da ECT; os instrumentos de derivativos; o paralelo entre a ECT e os contratos de derivativos; identificação dos contratos de derivativos de açúcar e etanol e os custos associados; e, por fim, discussões e considerações finais.

1

ECONOMIA DOS CUSTOS DE TRANSAÇÃO

A origem da ECT é creditada a Ronald Coase e à importância dada pelo autor aos custos de coleta de informações e aos custos de negociação e estabelecimento de um contrato. Basicamente, a proposição de Coase assumia que os custos de transação eram aqueles referentes ao custo de se utilizar o mercado ou a coordenação por meio do sistema de preços (Azevedo, 1996). Ou seja, em alguns casos, o custo de gerenciar transações econômicas por meio dos mercados se mostra superior ao custo observado no gerenciamento das transações no ambiente interno das organizações.

Tal conceituação se mostrou muita abstrata e foi desenvolvida até que se chegasse a uma versão genérica que considera os custos de transação como aqueles necessários para colocar o mecanismo econômico e social em funcionamento (Azevedo, 1996; Barney & Histerly, 2004). Mas é apenas com Williamson (1985) que a proposição ganha corpo, sendo definido que mercados e hierarquias se estabeleçam como instrumentos alternativos para as transações, e, assim, são entendidos como “mecanismos de governança” que coordenam as transações (Barney & Histerly, 2004).

Conforme tratado por Farina et al. (1997), as transações apresentam para os agentes envolvidos nela riscos de que os tratados não se efetivem, e, dessa maneira, a ECT busca estudar como os agentes irão se proteger dos riscos envolvidos nessa transação. A definição da ECT, dada por seu maior expoente, Williamson, é tratada por Zylbersztajn (1995) como os custos *ex ante* de se negociar, tratar e proteger um acordo, bem como os custos *ex post* de ajustes e correções que ocorrem quando um contratado apresenta erros, falhas, omissões ou alterações inesperadas.

Azevedo (1996), Farina et al. (1997) e Barney e Histerly (2004) dividem a ECT em três aspectos fundamentais: 1. pressupostos comportamentais, 2. dimensões das transações e 3. estruturas de governança. São esses os aspectos que sustentam a ECT definida por Williamson e que serão tratados nos subitens que seguem.

■ 1.1 Pressupostos comportamentais

Williamson (1989) define que o ponto de partida para a ECT é o reconhecimento de que os agentes econômicos são racionais, porém limitadamente e oportunistas. Se há racionalidade limitada, os contratos serão intrinsecamente incompletos, na medida em que é impossível aos agentes prever e processar todas as contingências futuras. Ou seja, alguns elementos não possíveis de contratar *ex ante*. Se há oportunismo, é inevitável que a renegociação exponha as partes envolvidas na transação ao risco de comportamento antiético por parte da outra. O comportamento oportunista pode ser mais ou menos custoso à parte prejudicada (Azevedo, 1996).

1.1.1 Racionalidade limitada

Partindo das contribuições de Simon para a ECT, na definição da racionalidade limitada, Kupfer e Hasenclever (2002) tratam da definição dada por Williamson, de que os indivíduos são racionais, porém limitadamente. De acordo com os autores, essa limitação se apoia tanto em fatores neurofisiológicos quanto de linguagem. O primeiro trata da limitação humana ao acumular e processar informações, ao passo que o segundo trata da limitação na capacidade de transmitir informações. Sendo assim, sem tais fatores limitantes, Williamson (1985) assume que as transações poderiam ser conduzidas por meio de planejamento.

Williamson (1985) ainda distingue três níveis de racionalidade: 1. maximização (ou racionalidade forte), 2. racionalidade limitada (ou racionalidade semiforte) e 3. racionalidade orgânica (ou racionalidade fraca). O primeiro, adotado na teoria neoclássica, assume que os indivíduos são capazes de absorver e processar toda a informação disponível de modo a maximizar seu objetivo, como utilidade, lucro, receita, entre outros. O segundo conceito, juntamente com o oportunismo, é o alicerce da ECT. Ele consiste no fato de que a obtenção de informações necessárias ao processo decisório e a capacidade de processamento de contratos complexos que abranjam todas as contingências são limitadas ou, na melhor das hipóteses, custosas. Ou seja, o recurso racionalidade é escasso, implicando custos à sua utilização. Em vez de uma decisão ótima, o indivíduo se contenta com uma decisão satisfatória.

O terceiro conceito, ligado à escola evolucionista, assume que a capacidade racional dos indivíduos não é suficiente para direcionar a escolha de um quadro institucional com a finalidade de amenizar problemas contratuais *ex post*.

Contratos são incompletos, mas também são “míopes”, no sentido de que seus elementos não são desenhados com a finalidade de lidar com essa incompleteness, antecipando problemas de adaptação *ex post*. O modo como os agentes enfrentam as contingências não previsíveis é o estabelecimento de rotinas (Azevedo, 1996).

1.1.2 Oportunismo

Conforme Williamson (1989), o oportunismo pode ser entendido como o ato de tirar proveito em uma transação, mentindo, roubando, trapaceando, enganando, alterando, disfarçando ou ofuscando, com o intuito de confundir uma das partes envolvidas nessa transação. Sendo assim, como tratado por Kupfer e Hasenclever (2002), o fator oportunismo está diretamente associado à manipulação de assimetria da informação, com o objetivo de apropriação de lucros.

Williamson (1985) elenca três níveis de comportamento oportunista. O primeiro é o oportunismo forte, em que não há restrição ao comportamento egoísta dos agentes econômicos. As ações de mentir, enganar, trapacear serão esperadas se forem do interesse do indivíduo. Há duas formas de oportunismo distinguidas temporalmente: oportunismo *ex ante*, em que uma parte age aeticamente antes de se efetivar a transação, e oportunismo *ex post*, em que o comportamento aético se verifica durante a vigência do contrato. O segundo nível é o de autointeresse (ou sem oportunismo), em que os termos acordados originalmente serão mantidos durante a execução do contrato. Esse nível é comumente utilizado pela teoria neoclássica, representando que os indivíduos agem eticamente no estabelecimento de suas transações. Por fim, o terceiro nível é o de obediência, que se mostra utópico e é utilizado pela engenharia social. Representa o caso em que as ações individuais não são comandadas pelo indivíduo, mas sim por uma entidade externa a ele, como governo ou ideologia (Azevedo, 1996).

A importância do pressuposto de oportunismo está na possibilidade de surgimento de problemas dada a incompletude dos contratos. A racionalidade limitada implica contratos incompletos e renegociações futuras. O oportunismo implica que as partes podem se aproveitar de uma renegociação agindo aeticamente. Dessa forma, para Williamson, o arranjo institucional é modelado para impedir a conduta oportunista.

■ 1.2 Dimensões das transações

Dados os pressupostos comportamentais tratados, pode-se afirmar que os custos de transação, segundo a ECT, existem. Tais custos variam em magnitude conforme a transação enfocada. Para uma análise desses custos e do arranjo institucional adequado a uma transação específica, é necessário dimensionar e identificar a natureza de seus custos de transação. Para a ECT, existem três dimensões das transações: 1. especificidade de ativos, 2. frequência e 3. incerteza.

1.2.1 Especificidade de ativos

Para Farina et al. (1997), ativos específicos são aqueles que não são reemergíveis a não ser com perdas de valor. Isso, aliado ao oportunismo e à incompletude dos contratos, torna o investimento nesses ativos sujeito a risco e problemas de adaptação, gerando custos de transação. Quanto maior for a especificidade, maior serão os riscos e problemas de adaptação, e, portanto, maiores os custos de transação. Por depender da continuidade dessa transação, é um conceito indissociável do tempo.

Em razão das características peculiares dos ativos específicos e por conta do reconhecimento de que todos os ativos têm um componente específico, parece intrigante entender por que a Teoria Econômica não abordou esse tema por muito tempo, ganhando relevância com a Nova Economia Institucional. Se não houvesse limites à capacidade cognitiva, os agentes poderiam resolver *ex ante*, por meio de um contrato completo, os problemas de dependência bilateral criados pela especificidade de ativos. Se não houvesse oportunismo, as partes não se aproveitariam da incompletude de contratos de modo aético (Azevedo, 1996). Para Williamson (1985, p. 30-31), “a especificidade somente tem importância em conjunto com a racionalidade limitada e o oportunismo, e na presença de incerteza [...]”.

1.2.2 Frequência

Segundo Farina et al. (1997), a repetição de uma mesma espécie de transação é um dos elementos-chave para a escolha do mecanismo de governança adequado a essa transação. A dimensão de frequência se manifesta em dois aspectos: 1. a diluição dos custos de adoção de um mecanismo complexo por

várias transações e 2. a possibilidade de construção e reputação por parte dos agentes envolvidos na transação. O segundo interage mais com as demais dimensões. Transações apresentam diferentes níveis de frequência. Há aquelas que ocorrem em um único ponto no tempo, e há aquelas que são recorrentes, já que os custos de redação do contrato, de coleta das informações relevantes, de monitoramento e de adaptação às mudanças de ambiente se diluem com o aumento da frequência das transações. Quanto ao efeito reputação, este ocorre quando a frequência das transações resulta efetivamente em reputação, o que só acontece se a economia de custos de transação for superior ao aumento dos custos de transformação.

Para Azevedo (1996), a repetição de uma transação possibilita também: 1. que as partes adquiram conhecimento uma das outras (reduzindo incerteza); 2. que se construa uma reputação em torno de uma marca (criando um ativo específico); e 3. que se crie um compromisso confiável, com objetivo de continuidade da relação. A repetição de uma transação pode ser analisada sob a ótica dos jogos repetidos. Em um contexto de informações imperfeita, a repetição possibilita o aprendizado dos jogadores, reduzindo a assimetria informacional e a incerteza. Como a transação tem uma perspectiva de continuidade, uma atitude oportunista (desde que observável) tem como penalidade a interrupção da relação.

1.2.3 Incerteza

A incerteza pode ser tratada, conforme em Farina et al. (1997) e Azevedo (1996), sob dois aspectos: 1. risco, que se refere-se à variância de uma dada distribuição de probabilidades, e 2. incerteza, que concerne ao desconhecimento dos possíveis eventos futuros, implicando impossibilidade de definição de uma distribuição de probabilidade. Sendo assim, o papel da incerteza está na distinção dos vários mecanismos de governança, que são mais ou menos suscetíveis à variação dos eventos. A incerteza característica de uma transação pode ser determinante na escolha de uma forma organizacional. Tanto no tratamento da incerteza como desconhecimento quanto naquele que enfatiza a assimetria informacional, o papel que a dimensão incerteza representa é o de revelar os limites da racionalidade, evidenciando a incompletude dos contratos. A complexidade que a incerteza impõe à elaboração de contratos não tendo o amparo de uma capacidade cognitiva ilimitada implica ampliação da incompletude contratual (Azevedo, 1996).

Cabe ainda o destaque feito por Azevedo (1996) na diferenciação entre racionalidade limitada (característica do indivíduo) e incerteza (característica do ambiente/transação). A confusão dos termos se mostra plausível, dado que quanto maior a incerteza, maior o número de contingências futuras, e, portanto, mais complexa é a elaboração de um conjunto de contratos contingentes. A incerteza torna o problema de racionalidade limitada mais evidente.

■ 1.3 Estrutura de governança

O último dos aspectos a ser tratado é classificado por Kupfer e Hasencler (2002) em três tipos: 1. governança pelo mercado, 2. governança trilateral e 3. governança específica de transação. A governança pelo mercado é entendida por possuir maior eficiência em ambientes cujas transações sejam recorrentes. A governança trilateral é aquela em que é considerada a participação de uma terceira parte *ex ante*, tanto na avaliação da execução da transação quanto na solução de eventuais litígios. Por fim, a governança específica de transação considera a falta de padronização dos ativos, elevando o risco e constituindo um ambiente com maior possibilidade de conflitos e soluções onerosas.

Williamson (1986) apresenta um esquema (Tabela 1) em que demonstra a estrutura de governança variando entre a hierarquia interna e governança de mercado, em função da frequência da transação e da especificidade dessa transação.

Tabela 1

Características das transações

| Frequência do investimento | Não específicas | Mistas | Específicas |
|----------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| Ocasional | Governança de mercado | Governança trilateral | Governança trilateral |
| Recorrente | Governança de mercado | Governança bilateral | Organização interna |

Fonte: Elaborada pelos autores com base em Williamson (1986).

2

DERIVATIVOS

Segundo a Bolsa de Mercadorias e Futuros – BM&F (2005, p. 16), derivativos são “o nome dado à família de mercados em que operações com liquidações futuras são implementadas, tornando possível a gestão de risco do preço de diversos ativos”. Em linha com a definição anterior, Cavalcante Filho e Misumi (1998, p. 124) classificam os contratos de derivativos como “os títulos que derivam de um ativo-objeto”. Lima e Lopes (1999, p. 30) definem os derivativos como sendo os “instrumentos financeiros que derivam ou dependem do valor de outro ativo e que se caracterizam, normalmente, como contratos padronizados, negociados entre as partes em mercados secundários organizados ou contratados *ad hoc* pelos agentes”.

Ibarra (1997, p. 42) também apresenta uma definição dos derivativos, em que estes “constituem acordos formais para transferir o risco de uma parte à outra, sem transferir o instrumento básico (títulos, ações, moedas) subjacente”. Dessa forma, conforme exposto por Mendes (2010), um contrato de derivativo é caracterizado por pagamentos futuros de acordo com a variação dos preços de um determinado ativo que é negociado no mercado físico. Por tratar-se de um contrato firmado entre duas partes, tem seu valor derivado (lastreado) em outro ativo. Segundo os autores citados e Hull (2005), os instrumentos de derivativos podem ser divididos em: 1. contratos a termo (*forwards*), 2. contratos de futuros (*futures*), 3. contratos de opções e 4. contratos de *swaps*.

Segundo a BM&F (2005), contratos a termo são acordos de compra e venda de um ativo específico que fixam um preço entre as partes para liquidação em uma data futura específica. Já os futuros referem-se a um segmento do mercado de derivativos que se baseia em transações negociadas em bolsa (por meio de pregão), com contratos padronizados e autorizados pela bolsa (BM&F, 2005). Um contrato de opção é um instrumento que dá ao seu titular (ou seja, ao comprador da opção) um direito futuro sobre algo, mas não uma obrigação, ao passo que o tomador (ou seja, o vendedor da opção) adquire uma obrigação futura, se solicitado pelo comprador da opção (Silva Neto, 1998). Conforme em Hull (2005), um contrato de *swap* nada mais é do que um acordo entre duas partes para realização da troca de fluxos de caixa futuros.

Hull (2005) ainda destaca a importância de conhecer os agentes que operam no mercado de derivativos, sendo definidos pelo autor como: 1. *hedger*,

2. especulador e 3. arbitrador. Os primeiros, normalmente os produtores, fazem uso do mercado de derivativos a fim de reduzir sua exposição ao risco das oscilações de preço futuros. Já os especuladores utilizam os derivativos com o objetivo de obter lucros por meio dessas oscilações, fazendo uma aposta em um determinado movimento de mercado. Por fim, os arbitradores são os agentes que assumem posições em mais de um instrumento, objetivando auferir seus ganhos por meio dessa estratégia.

A arbitragem é uma teoria/técnica muito utilizada no mercado de capitais, e, segundo a BM&F (2005), sua prática ocorre quando existem distorções nos preços entre um ou mais mercados de um mesmo produto. Sendo assim, é a arbitragem que, por meio das recorrentes compras e vendas do produto nos diferentes mercados, guia os preços a um preço único.

Também cabe salientar, conforme em BM&F (2005), as classificações dos derivativos entre os agrícolas e os financeiros. Os agropecuários são aqueles que se caracterizam por possuírem como ativo objeto as *commodities* agrícolas, enquanto os financeiros são aqueles que possuem como ativo-objeto alguma taxa ou índice financeiro.

3

A ECT E OS DERIVATIVOS AGRÍCOLAS

Conforme tratado anteriormente, a ECT traz em seu corpo teórico alguns pressupostos, os quais são tratados por Kupfer e Hasenlever (2002), estabelecendo que os custos de transação são decorrentes da racionalidade limitada, complexidade e incerteza. Dessa afirmação e do exposto anteriormente, é nítido perceber o quanto os valores futuros (objeto dos derivativos) são caraterizados pela ECT, trazendo riscos aos contratos realizados, os quais são mitigados pelo uso de contratos de derivativos, por meio da garantia de padrões contratuais.

É por meio da incerteza quanto ao futuro e da assimetria de informações existente que se justifica o uso de contratos de derivativos como forma de os produtores e compradores mitigarem suas exposições a esses riscos. Conforme observado por Wedekin (2007), os contratos de derivativos são capazes de mitigar riscos de preço, de crédito, de contratos e de produção, ao passo que a volatilidade de preços é causada pelo descasamento entre oferta e demanda, sazonalidade da produção, taxas cambiais e movimento de capitais.

Com isso, o estabelecimento dos cenários tratados pelo autor pode gerar um comportamento oportunístico *ex post*. Tal comportamento não necessariamente está presente em todos os agentes, nem se manifesta a todo momento, mas sua possibilidade exige a inclusão de salvaguardas contratuais como forma de diminuir eventuais danos (Farina et al., 1997).

■ 3.1 A evolução dos contratos de derivativos agrícolas associados à ECT

No passado, até meados do século XX, a negociação de derivativos era principalmente conduzida bilateralmente, sem padronização, resultando em contratos personalizados entre partes individuais (Raifur & Garcias, 2008). Isso gerava baixa liquidez e alta assimetria de informações, elevando consideravelmente os custos de transação. Faltava também um ambiente regulamentado, o que muitas vezes resultava em desafios de integridade e execução dos contratos.

A transformação desses mercados teve marcos importantes. Nas décadas de 1970 e 1980, a introdução e o desenvolvimento de bolsas de *commodities*, como a Chicago Board of Trade (CBOT), foram cruciais. Estabeleceram plataformas padronizadas e regulamentadas para a negociação de derivativos, promovendo a transparência e a liquidez nos mercados (Pinto, 1994). A padronização dos contratos permitiu a negociação em bolsas, reduzindo a assimetria de informações e diminuindo os custos de transação ao longo do tempo.

A revolução tecnológica das últimas décadas também desempenhou um papel fundamental. A introdução de sistemas eletrônicos de negociação e compensação na virada do século XXI agilizou o processo de execução e liquidação dos contratos, reduzindo custos operacionais e melhorando a eficiência do mercado (Amaral, 2003).

Paralelamente, novos mecanismos de ajuste foram incorporados. A utilização de margens de garantia mais eficientes e sistemas de compensação centralizada e o desenvolvimento de contratos futuros mais flexíveis têm sido implementados ao longo das últimas décadas para reduzir os custos de transação e melhorar a gestão de riscos (Saraiva, 2019).

Esses marcos históricos, desde a padronização e regulamentação até os avanços tecnológicos e novos mecanismos de ajuste, foram cruciais na redução dos custos de transação nos contratos de derivativos. Esses progressos institucionais não apenas aprimoraram a eficiência dos mercados, mas tam-

bem facilitaram uma maior participação e mitigação de riscos para os participantes, promovendo, assim, o desenvolvimento sustentável desses mercados ao longo do tempo.

■ 3.2 Os direitos de propriedade e os contratos de derivativos agrícolas

Um paralelo interessante a se ressaltar é o quanto a evolução na definição dos direitos de propriedade desempenha um papel fundamental na negociação de títulos, incluindo os derivativos agrícolas, impactando diretamente os custos de transação. Quando os direitos de propriedade são claramente estabelecidos e protegidos legalmente, isso reduz a incerteza entre os participantes do mercado. Essa clareza proporciona maior segurança jurídica, prevenindo disputas prolongadas sobre a propriedade dos ativos subjacentes aos derivativos, o que poderia resultar em custos elevados e ineficiências no processo de negociação. Além disso, uma definição sólida dos direitos de propriedade facilita a transferência eficiente dos ativos subjacentes aos contratos de derivativos, agilizando as transações e potencialmente reduzindo os custos associados à execução e à transferência de propriedade (Andrade, 2004).

A clareza nos direitos de propriedade também desempenha um papel crucial na atratividade dos mercados financeiros. Quando há segurança e transparência na definição desses direitos, isso tende a atrair mais investidores e participantes, aumentando a liquidez e potencialmente diminuindo os custos de transação. Essa atratividade adicional resulta de uma redução na percepção de risco por parte dos investidores, já que a clareza nos direitos de propriedade oferece uma base mais sólida para as transações, minimizando a incerteza e os potenciais conflitos (Saraiva, 2019). Ao longo do tempo, essa redução na incerteza e nos custos associados aos direitos de propriedade contribui para a eficiência e a estabilidade dos mercados de derivativos agrícolas.

Portanto, a evolução na definição e proteção dos direitos de propriedade tem um impacto direto nos custos de transação nos mercados financeiros, incluindo os derivativos agrícolas. Ao oferecerem clareza, segurança jurídica e atratividade aos participantes do mercado, essas melhorias promovem a redução dos custos de transação, impulsionando a eficiência e a confiança nos mercados de derivativos ao longo do tempo.

■ 3.3 O instrumento derivativo como redutor de riscos por meio da ECT

Os mercados futuros e derivativos desempenham um papel crucial na mitigação dos custos de transação associados à negociação de produtos agrícolas. A ECT destaca que esses custos incluem a incerteza dos preços futuros, os custos de negociação, o armazenamento e os custos de busca e monitoramento de informações. Para produtos agrícolas, que são especialmente vulneráveis à volatilidade de preços e à deterioração, os mercados futuros oferecem uma solução eficiente ao permitirem a fixação de preços para datas futuras, reduzindo assim a incerteza e proporcionando segurança tanto para produtores quanto para compradores.

Os contratos futuros permitem que agricultores e compradores planejem suas operações financeiras com maior precisão, eliminando os riscos associados às flutuações de preços. Agricultores podem se proteger contra quedas de preços, enquanto compradores podem se proteger contra aumentos, tornando a gestão de risco mais eficaz. Além disso, os mercados futuros organizados oferecem alta liquidez e contratos padronizados, o que facilita a negociação e reduz os custos operacionais e de transação. A transparência e a disponibilidade de informações de mercado ajudam os participantes a tomar decisões informadas, reduzindo os custos de busca e monitoramento (Saraiva, 2019).

A possibilidade de transferência e compartilhamento de riscos é outro benefício significativo dos mercados futuros. Agricultores e compradores podem transferir os riscos de preço para investidores especializados, como *traders* e especuladores, que estão mais aptos a gerenciá-los. Isso permite que os produtores e compradores se concentrem em suas atividades principais, aumentando a eficiência operacional e a viabilidade econômica de suas operações.

Em resumo, os mercados futuros reduzem os custos de transação ao proporcionarem uma plataforma que mitiga a incerteza de preços, aumenta a liquidez, oferece informações transparentes e permite um planejamento mais eficiente. Ao facilitarem a transferência de riscos para aqueles mais capacitados a gerenciá-los, os mercados futuros tornam a negociação de produtos agrícolas perecíveis mais estável e previsível, promovendo a sustentabilidade do setor agrícola.

4

CONTRATOS DE DERIVATIVOS DE AÇÚCAR E ETANOL

Partindo do objeto de estudo do presente artigo, os contratos de derivativos de açúcar e etanol a serem analisado estão descritos na Tabela 2, assim como as especificações relevantes de cada um desses contratos.

Tabela 2

Características dos contratos de derivativos de açúcar e etanol

| Contrato | Objeto de negociação | Código | Tamanho do contrato | Data de vencimento | Meses de vencimento | Liquidação no vencimento |
|------------------------------|------------------------------|--------|-------------------------------------|--|-------------------------------|--------------------------|
| Açúcar Futuro BM&F | Açúcar cristal especial | ACF | 508 sacas de 50 kg (25,4 toneladas) | Dia 15 do mês de vencimento | Fev., abr., jun., set. e dez. | Financeira |
| Açúcar Opção BM&F | Açúcar cristal especial | ACF | 508 sacas de 50 kg (25,4 toneladas) | Dia 15 do mês de vencimento | Fev., abr., jun., set. e dez. | Financeira |
| Açúcar Futuro NY#11 | Açúcar bruto | SB | 112.000 libras (50 toneladas) | Último dia útil do mês anterior ao mês de entrega | Mar., maio, jul. e out. | Física |
| Açúcar Opção NY#11 | Açúcar bruto | SB | 112.000 libras (50 toneladas) | 15º dia corrido do mês que antecede o mês de negociação das opções | Jan., mar., maio, jul. e out. | Física |
| Açúcar Futuro White Sugar | Açúcar branco | W | 50 toneladas | Dezesseis dias corridos antes do primeiro dia do mês de entrega | Mar., maio, ago., out. e dez. | Física |
| Açúcar Opção White Sugar | Açúcar branco | W | 50 toneladas | Primeiro dia útil do mês civil anterior ao mês de vencimento | Mar., maio, ago., out. e dez. | Física |
| Etanol Hidratado Futuro BM&F | Etanol hidratado combustível | ETH | 30 m ³ (30.000 litros). | Última sessão de negociação do mês de vencimento | Todos os meses | Financeira |
| Etanol Hidratado Opção BM&F | Etanol hidratado combustível | ETH | 30 m ³ (30.000 litros). | Último dia útil do mês de vencimento | Todos os meses | Financeira |
| Etanol Anidro Futuro BM&F | Etanol anidro carburante | ETN | 30 m ³ (30.000 litros). | Última sessão de negociação do mês de vencimento | Todos os meses | Física |
| Etanol Futuro Chicago | Etanol Chicago | ETC | 1.000 barris (119.240 litros) | Último dia de negociação do mês de vencimento | Todos os meses | Financeira |

Fonte: Elaborada pelos autores com base em dados da Bolsa de Mercadorias & Futuros (BM&F), Intercontinental Exchange (ICE) e Chicago Mercantile Exchange (CME).

Além das características e especificações apresentadas, cabe também destacar os custos, as garantias e as taxas envolvidos na negociação de cada um dos contratos, conforme exposto na Tabela 3.

Tabela 3

Custos, garantias e taxas dos derivativos de açúcar e etanol

| Contrato | Coberturas e garantias contra riscos | Característica do ativo | Frequência de negociação | Taxas |
|------------------------------|---|-------------------------|---|--|
| Açúcar Futuro BM&F | - Margem de garantia - Ajustes diários - Margem de risco de entrega física - Taxa de classificação - Taxa de arbitramento | Temporal | Neg.: Diária Venc.: fev., abr., jun., set., dez. | - Taxa de registro - Taxa de emolumentos - Taxa de permanência - Taxa de liquidação - Taxa de arbitramento |
| Açúcar Opção BM&F | - Margem de garantia - Ajustes diários (lançador da opção) | Temporal | Neg.: Diária Venc.: fev., abr., jun., set., dez. | - Taxa de registro - Taxa de emolumentos |
| Açúcar Futuro NY#11 | - Margem de garantia - Ajustes diários - Margem de risco de entrega física - Taxa de classificação - Taxa de arbitramento | Temporal | Neg.: Diária Venc.: mar., maio, jul., out. | - Taxa de registro - Taxa de emolumentos - Taxa de permanência - Taxa de liquidação - Taxa de arbitramento |
| Açúcar Opção NY#11 | - Margem de garantia - Ajustes diários (lançador da opção) | Temporal | Neg.: Diária Venc.: jan., mar., maio, jul., out. | - Taxa de registro - Taxa de emolumentos |
| Açúcar Futuro White Sugar | - Margem de garantia - Ajustes diários - Margem de risco de entrega física - Taxa de classificação - Taxa de arbitramento | Temporal | Neg.: Diária Venc.: mar., maio, ago., out., dez. | - Taxa de registro - Taxa de emolumentos - Taxa de permanência - Taxa de liquidação - Taxa de arbitramento |
| Açúcar Opção White Sugar | - Margem de garantia - Ajustes diários (lançador da opção) | Temporal | Neg.: Diária Venc.: mar., maio, ago., out., dez. | - Taxa de registro - Taxa de emolumentos |
| Etanol Hidratado Futuro BM&F | - Margem de garantia - Ajustes diários - Margem de risco de entrega física - Despesas com laudo | Temporal | Neg.: Diária Venc.: Todos os meses | - Taxa de registro - Taxa de emolumentos - Taxa de permanência - Taxa de liquidação |
| Etanol Hidratado Opção BM&F | - Margem de garantia - Ajustes diários (lançador da opção) | Temporal | Neg.: Diária Venc.: Todos os meses | - Taxa de registro - Taxa de emolumentos |
| Etanol Anidro Futuro BM&F | - Margem de garantia - Ajustes diários - Margem de risco de entrega física - Despesas com laudo | Temporal | Neg.: Diária Venc.: Todos os meses | - Taxa de registro - Taxa de emolumentos - Taxa de permanência - Taxa de liquidação |
| Etanol Futuro Chicago | - Margem de garantia - Ajustes diários - Margem de risco de entrega física - Despesas com laudo | Temporal | Neg.: Diária Venc.: Todos os meses | - Taxa de registro - Taxa de emolumentos - Taxa de permanência - Taxa de liquidação |

Fonte: Elaborada pelos autores com base em dados da BM&F, ICE e CME.

5

OS CONTRATOS DE DERIVATIVOS DE AÇÚCAR E ETANOL SOB A ÓTICA DA ECT

Como pode se notar na Tabela 3, os custos envolvidos nas negociações de contratos de derivativos de açúcar e etanol são semelhantes, o que permite uma análise mais abrangente. Dessa forma, cada um dos custos expostos anteriormente será aqui analisado no contexto teórico da ECT.

■ 5.1 Margem de garantia e ajustes diários

A margem de garantia existente nos contratos de derivativos é calculada sobre o valor desses contratos, e os ajustes diários são as diferenças decorrentes do preço contratado e da variação do mercado a cada dia. Outra denominação dos ajustes diários comumente utilizada na literatura é a de marcação a mercado, em que as partes são chamadas a entregar um valor que constitui a margem de manutenção, garantindo que a conta das posições não fique negativa. Ou seja, diariamente, de acordo com a movimentação do mercado, a diferença da variação do dia é descontada da conta que teve perda e repassada à conta que obteve ganho. Sendo assim, o compromisso de ambas as partes sempre será o inicialmente contratado (Hull, 2005).

Essas despesas apresentam relação com a ECT no fato de que o sistema de marcação a mercado busca mitigar os riscos de crédito possíveis em uma grande variação nos preços. Tal variação, se muito elevada, poderia gerar comportamentos oportunísticos *ex post*. Sendo assim, pelo mecanismo, restariam apenas os riscos de inadimplemento do valor originalmente contratado e de comportamento puramente oportunístico (uma situação em que a liquidação se daria pelo uso da margem de garantia).

Enquanto a margem de garantia e os ajustes diários desempenham um papel crucial na redução dos riscos de crédito e na manutenção da integridade do mercado, eles não eliminam os custos de transação que permeiam a assimetria de informações, os custos de negociação e os desafios na gestão de riscos específicos do setor. Esses custos, muitas vezes elevados e imprevisíveis, podem impedir que os contratos abranjam completamente todos os aspectos das flutuações de preço e condições de produção, restringindo sua completude e mantendo seu papel como uma ferramenta para mitigar, não eliminar, os efeitos da incerteza nos mercados.

■ 5.2 Margem de risco de entrega física

De maneira geral, os contratos de derivativos são liquidados financeiramente, até mesmo os que possuem sua liquidação física contratualmente. De qualquer maneira, o risco quanto à produção e a incerteza da entrega física aumentam o custo da transação. Isso ocorre porque, caso um dos participantes se torne inadimplente ao não realizar a entrega física do ativo, a bolsa em que o ativo foi negociado precisaria recorrer ao mercado à vista para liquidar aquela posição, implicando um custo adicional não previsto pela margem de garantia calculada pelos critérios da liquidação financeira (Hull, 2005).

Pode-se associar a dimensão da incerteza a essa despesa. A incerteza decorre dos riscos de produção, que partem da incompletude de contrato que, associados à racionalidade limitada, incluiriam salvaguardas visando à proteção contra comportamentos oportunísticos. Também se pode associar a incerteza ao risco de preços e de crédito, dado que uma variação muito grande de preço ou a falta de recursos também poderia levar a um comportamento oportunístico *ex post*.

Tal despesa representa um custo adicional nos contratos, pois está ligada à possibilidade de entrega física do produto subjacente, ao passo que mitiga o risco de inadimplência ou falha na entrega física, garantindo a integridade e a execução eficiente do contrato. No entanto, mesmo com essa salvaguarda, a completude dos contratos ainda é limitada pelos custos associados à verificação da qualidade, do armazenamento, do transporte e de outros aspectos logísticos. Assim, os custos de margem de risco de entrega física, embora fundamentais para assegurar a execução dos contratos, não eliminam os desafios subjacentes à incompletude dos contratos.

■ 5.3 Taxa de classificação

A função da taxa de classificação é estabelecer os padrões de qualidade dos ativos negociado e entregues, evitando comportamentos oportunísticos *ex post* de qualquer uma das partes. A taxa é uma obrigação contratual unilateral realizada pela bolsa em que o ativo está sendo negociado e pode ser caracterizada como um custo de governança trilateral.

Essa taxa, ao garantir a conformidade e a qualidade do bem a ser entregue, reduzindo assim o risco associado à disparidade de qualidade entre as partes envolvidas no contrato, e apesar de desempenhar um papel crucial na mitigação de riscos relacionados à qualidade do produto, ainda não resolve

completamente a questão da incompletude dos contratos. Os custos de transação, como a assimetria de informações e outros custos associados à execução, continuam a ser obstáculos para a caracterização plena desses contratos como completos, reforçando a ideia de que eles são principalmente ferramentas para mitigar, não eliminar, os efeitos da incerteza.

■ 5.4 Arbitramento

Tanto as taxas de arbitramento quanto as despesas de arbitramento são entendidas como um procedimento de salvaguarda ao comportamento oportunístico *ex ante* e *ex post*, e correspondem dentro da ECT a um custo de governança trilateral. Conforme Wedekin (2007), o arbitramento consiste em eliminar os comportamentos oportunísticos causados por entregas fora das especificações. O autor destaca que a arbitragem garante soluções mais eficazes que o sistema judiciário, pois faz uso de um árbitro especialista.

Ao explorarem oportunidades de arbitramento, os participantes do mercado podem incorrer em custos de negociação, como taxas de corretagem e custos operacionais, além de enfrentarem riscos, como atrasos na execução ou mudanças súbitas nos preços que podem anular as oportunidades de lucro. Esses custos e riscos estão intrinsecamente ligados à complexidade e à dinâmica dos mercados. Embora o arbitramento seja uma estratégia utilizada para buscar eficiência nos mercados, os custos envolvidos podem representar um desafio na busca por completude nos contratos, já que os custos de transação podem limitar a capacidade de aproveitar plenamente todas as oportunidades de arbitragem. Assim, os custos associados ao arbitramento são mais um elemento que, embora busque aproveitar diferenças de preço para mitigar ineficiências de mercado, contribui para a incompletude dos contratos.

■ 5.5 Taxas da bolsa (registro, emolumentos, permanência, liquidação)

São os custos referentes aos ganhos das bolsas e corretoras, garantindo a existência e manutenção da atividade dessas partes. Podem ser caracterizados como um custo de governança trilateral, dado que as partes envolvidas no negócio poderiam fazer uso do mercado para efetivar a negociação, não pagando esses custos (governança de mercado).

No contexto da caracterização dos contratos como completos, as taxas da bolsa desempenham um papel ambíguo. Por um lado, são vitais para o fun-

cionamento eficiente e transparente dos mercados, garantindo a segurança e a confiabilidade das transações. Por outro lado, essas taxas adicionam custos que, somados a outros custos de transação, podem limitar a capacidade de os contratos serem considerados completos, pois alguns participantes podem ser desencorajados a participar devido aos custos envolvidos.

Assim, embora essas taxas sejam essenciais para o bom funcionamento dos mercados, sua presença contribui para a incompletude dos contratos, pois os custos associados podem dificultar a participação abrangente e eficiente de diversos agentes econômicos. Portanto, a mitigação da incerteza por meio desses contratos ocorre, em parte, à medida que os participantes aceitam e gerenciam os custos inerentes às taxas da bolsa.

■ 5.6 Frequência e especificidade dos ativos

Conforme pode se notar na Tabela 3, todos os ativos possuem negociação diária, e os ajustes são referentes ao último dia de negociação. Conforme Farina et al. (1997) e Azevedo (1996), a recorrência das operações ao longo tempo garante que os custos de adoção de um mecanismo complexo de salvaguarda sejam diluídos por várias transações e que se crie uma reputação entre as partes envolvidas na negociação.

Com relação à especificidade de ativos, as *commodities* agrícolas possuem em sua essência a especificidade temporal, nos termos propostos por Williamson (1991), ou seja, por depender da continuidade dessa transação, é um conceito indissociável do tempo. Também cabe destacar que, conforme a Tabela 2, os ativos negociados em cada uma das bolsas possuem características específicas de qualidade e que a negociação baseada nesses ativos deve cumprir tal especificação, possuindo salvaguardas nas taxas de classificação e arbitramento.

A frequência e especificidade dos ativos podem representar desafios para a criação de contratos completos. A baixa frequência de negociação ou a alta especificidade do ativo podem dificultar a criação de contratos que cubram amplamente todas as nuances das flutuações de preço e das condições de produção. Isso pode resultar em contratos que apenas mitigam parcialmente os riscos, em vez de eliminá-los completamente.

Assim, a caracterização dos contratos como completos ou limitados à mitigação da incerteza está intimamente ligada à frequência e especificidade dos ativos subjacentes. Ativos de baixa frequência ou alta especificidade podem contribuir para a incompletude dos contratos, tornando-os mais focados na

mitigação dos riscos específicos, em vez de proporcionarem uma cobertura abrangente de todas as variáveis envolvidas nos mercados.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

A criação do mercado de derivativos se deu como forma de reduzir os riscos inerentes à produção, ao comércio e aos preços das mercadorias agrícolas, que possuem inúmeras adversidades, tais como intempéries climáticas, doenças, sazonalidade, fatores macroeconômicos, entre outras, o que traz a associação de grande risco à atividade. Sendo assim, os derivativos podem ser entendidos como uma estrutura de governança, que, ao reduzir os riscos supracitados, acaba por criar um conjunto de contratos, que, dada sua incompletude, geram custos de transação decorrentes da assimetria de informações e da racionalidade limitada dos agentes.

Na análise realizada pelo estudo, foram avaliados os custos envolvidos na negociação de seis contratos de açúcar e quatro contratos de etanol, sendo constatado que os custos existentes nos contratos possuem ligação direta com a ECT. Alguns dos aspectos presentes no corpo teórico da ECT apresentam maior concentração, como é o caso da governança trilateral, que está associada diretamente ao papel mediador das bolsas, em que os contratos são negociados, e as taxas, cobradas por elas. Também cabe destaque ao oportunismo, tendo diversos custos associados à salvaguarda do comportamento oportunístico, tanto *ex ante* como *ex post*, como as taxas de classificação, o arbitramento e as margens de garantia. Por fim, a especificidade temporal também se apresenta constante nos custos analisados, sendo causada pela sazonalidade e pela temporalidade das *commodities* agrícolas, que geram pressões oportunistas e de interveniência de governança.

A análise dos custos inerentes aos contratos analisados revela uma rede complexa de despesas, desde taxas da bolsa e custos de transação até questões de frequência e especificidade dos ativos subjacentes. Enquanto as margens de garantia, as taxas de classificação e outros custos desempenham um papel vital na mitigação de riscos, os custos de transação persistentes, a assimetria de informações e as peculiaridades dos ativos limitam a caracterização desses contratos como completos. A frequência baixa e a alta especificidade dos ativos também complicam a criação de contratos abrangentes que cubram todas as variáveis dos mercados. Em última análise, esses custos e desafios resultam em contratos que, embora busquem mitigar os efeitos da incerteza, enfrentam

limitações intrínsecas na eliminação completa dos riscos, destacando a complexidade inerente à busca por completude nos mercados de derivativos.

Dessa maneira, com exceção dos impostos envolvidos nas negociações contratuais dos derivativos, todos os custos podem ser caracterizados dentro do corpo teórico da ECT. O presente estudo, ao avaliar os contratos de açúcar e etanol, abre espaço para demais estudos envolvendo outras *commodities* agrícolas, bem como pesquisas adicionais, de forma a quantificar esses custos para verificação do exercício das salvaguardas contratuais.

Além de sua função principal de mitigação de riscos, os contratos de derivativos desempenham um papel fundamental na redução dos custos de transação no mercado agrícola. Ao permitirem a fixação de preços futuros, esses contratos ajudam a reduzir a incerteza e a volatilidade dos preços, diminuindo significativamente os custos de busca e negociação para os agentes envolvidos. A padronização e a liquidez proporcionadas pelos mercados de derivativos facilitam a entrada e saída de posições, tornando as transações mais eficientes e menos onerosas. Adicionalmente, ao transferirem os riscos para investidores especializados, os derivativos promovem uma alocação mais eficiente dos recursos, minimizando os custos relacionados à assimetria de informações e à necessidade de salvaguardas contra comportamentos oportunistas.

THE TRANSACTION COSTS ECONOMICS AND TRANSACTIONS IN SUGAR AND ETHANOL DERIVATIVES MARKETS

Abstract

Agricultural derivatives contracts create a complex system of moving subtiles in a series of contracts that involve various transaction costs, while providing a mechanism to reduce the agent's exposure to risk. The purpose of this article is to discuss the relationship between costs charged in sugar and ethanol derivatives contracts and Transaction Cost Economics (TCE), and to examine which conjecture supports which cost. The methodology used was document analysis. These were the standardized sugar and ethanol contracts, where it was determined that, with the exception of taxes, all other costs in agricultural derivatives contracts are borne by the TCE. These costs are mainly related to the trilateral governance structure,

the assumption of opportunism and the temporal characteristics of agricultural commodities.

Keywords: Agricultural commodities; transaction costs; derivatives; transaction cost economics; sugarcane sector.

Referências

- Amaral, C. A. L. V. do (2003). Derivativos: O que são e a evolução quanto ao aspecto contábil. *Revista Contabilidade & Finanças*, 14(32), 71-80. <https://doi.org/10.1590/S1519-70772003000200005>
- Andrade, E. A. P. de (2004). *Mercados futuros: Custos de transação associados à tributação, margem, ajustes e estrutura financeira*. [Dissertação de mestrado não publicada]. Universidade de São Paulo.
- Azevedo, P. F. (1996). *Integração vertical e barganha*. [Tese de doutorado não publicada]. Universidade de São Paulo.
- Barney, J. B., & Hesterly, W. (2004). Economia das organizações: Entendendo a relação entre as organizações e a análise econômica. In J. B. Barney & W. Hesterly, *Handbook de estudos organizacionais: Ação e análise organizacionais* (Vol. 3). Atlas.
- Bolsa de Mercadorias e Futuros (2005). *Curso Mercado de derivativos*.
- Cardoso, G. L., Lima, J. G. de S., Lopes, L. F. do N., & Carvalho, L. G. da S. de (2022). *A importância da agropecuária para a economia do Brasil no século XXI*. [Trabalho de conclusão de curso não publicado]. Universidade São Judas Tadeu.
- Cavalcante Filho, F. S., & Misumi, J. Y. (1998). *Mercado de capitais* (4a ed.). CNBV.
- Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (2022). *PIB do Agronegócio Brasileiro*. <https://www.cepea.esalq.usp.br/br>.
- Farina, E. M. M. Q., Azevedo, P. F., & Saes, M. S. M. (1997). *Competitividade: Mercado, Estado e organizações*. Singular.
- Hull, J. C. (2005). *Fundamentos dos mercados futuros e de opções* (4a ed.). BM&F.
- Ibarra, J. R. R. B. (1997). *A supervisão de derivativos no Brasil*. [Tese de doutorado não publicada]. Universidade de São Paulo.
- Klein, P. G., & Shelanski, H. A. (1994). *Empirical research in transaction cost economics: A survey and assessment* [Business and Public Policy Working Paper BPP-60]. Center for Research in Management, Haas School of Business, University of California, Berkeley.
- Kupfer, D.; & Hasenklever, L. (2002). *Economia industrial: Fundamentos teóricos e práticas no Brasil*. Campus.

- Leite, C. A. M., Jesus, R. B., & Procópio, D. P. (2010). Análise comparativa da cadeia sucroalcooleira nos estados do Paraná e São Paulo. *48º Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural*. Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural (SOBER).
- Lima, I. S., & Lopes, A. B. (1999). *Contabilidade e controle de operações com derivativos*. Pioneira.
- Mendes, T. D. O. (2010). *Produção suco-alcooleira: Estratégias financeiras e operacionais*. [Trabalho de conclusão de curso não publicado]. Universidade de São Paulo.
- Pinto, H. A. C. (1994). Derivativos: Panorama geral e possibilidades de uso pelo sistema BNDES. *Revista do BNDES*, 1(2), 227-238.
- Raifur, L., & Garcias, P. M. (2008). A Economia dos Custos de Transação e as transações no mercado de derivativos agropecuários. *XV Congresso Brasileiro de Custos*.
- Renewable Fuels Association (2022). <https://ethanolrfa.org/>
- Saraiva, B. de S. (2019). Direito dos contratos, mercado e custos de transação. *Revista Themis*, 17(1), 61-86.
- Silva Neto, L. de A. (1998). *Derivativos: Definições, empregos e risco*. Atlas.
- Silva, M. S. C. da (2020). Análise do mercado de trabalho do setor sucroenergético do Brasil. *Boletim de Economia Empírica*, II(X).
- U.S. Department of Agriculture (2022). <https://www.usda.gov/>
- United Nations Conference on Trade and Development (2022). <https://unctad.org/>
- Wedekin, I. (2007). Agronegócio brasileiro: os desafios da gestão de riscos. [Palestra]. http://www2.faep.com.br/palestras/Agro_Brasileiro
- Williamson, O. E. (1985). *Economic organization: Firms, market and policy control*. New York University Press.
- Williamson, O. E. (1986). *Economic organization: Firms, market and policy control*. New York University Press.
- Williamson, O. E. (1989). *Transactions Costs Economics in handbook of industrial organization* (Vol. I). Elsevier Science Publishers B.V.
- Williamson, O. E. (1991). Comparative economic organization: The analysis of discrete structural alternatives. *Administrative Science Quarterly*, 36, 269-296.
- Zylbersztajn, D. (1995). *Estruturas de governança e coordenação do agribusiness: Uma aplicação da nova economia das instituições*. [Tese de livre-docência não publicada]. Universidade de São Paulo.

O IMPACTO DO GASTO PÚBLICO DESAGREGADO SOBRE O CRESCIMENTO ECONÔMICO: UMA ANÁLISE PARA OS ESTADOS BRASILEIROS ENTRE 2002 E 2018

Luciana Maria da Silva

Graduanda em Licenciatura em Matemática na Universidade Federal Rural do Semi-Árido (Ufersa) e bacharela em Ciências Econômicas pela Universidade do Estado do Rio Grande do Norte (Uern). Foi bolsista Pibic/Uern e participou de projetos de monitoria nas disciplinas de Matemática Básica, Cálculo da Função de uma Variável e Economia Matemática.

E-mail: lucianasilva.economia@gmail.com

 <https://orcid.org/0000-0002-8774-6440>

Rodolfo Herald da Costa Campos

Graduado em Licenciatura em Matemática pelo Instituto Federal de Educação, Ciências e Tecnologia do Ceará (IFCE), graduado em Ciências Econômicas pela Universidade Federal do Ceará (UFC) e mestre e doutor em Economia pela UFC. Atualmente é professor do curso de Ciências Econômicas da Universidade do Estado do Rio Grande do Norte (Uern) e professor colaborador do Programa de Pós-Graduação em Economia (PPE) da Uern. Tem experiência na área de economia, com ênfase em métodos e modelos matemáticos, econometréticos e estatísticos.

E-mail: rodolfocampos@uern.br

 <https://orcid.org/0000-0003-1335-9226>



Este artigo está licenciado com uma Licença Creative Commons - Atribuição-NãoComercial 4.0 Internacional

Como citar este artigo: Silva, L. M. da, & Campos, R. H. da C. (2025). O impacto do gasto público desagregado sobre o crescimento econômico: Uma análise para os estados brasileiros entre 2002 e 2018. *Revista de Economia Mackenzie*, 22(1), 111-134. doi: 10.5935/1808-2785/rem.v22n1p.111-134

Recebido em: 17/9/2024

Aprovado em: 24/3/2025

Resumo

O objetivo deste estudo é mensurar o impacto do gasto público desagregado sobre o crescimento econômico *per capita* dos estados brasileiros entre 2002-2018. Para isso, foram estimados modelos para dados em painel dinâmico considerando os gastos por categoria econômica e funcional. Para os gastos por categoria econômica, testes de linearidade sugerem a utilização de um modelo com *kink* para descrever a relação entre esses gastos e o crescimento econômico *per capita* dos estados. Os valores do *kink* estimados para as variáveis *threshold* gasto corrente/gasto total e gasto de capital/gasto total foram de 84,81% e 9,70%, respectivamente, e sugerem impactos assimétricos desses gastos sobre o crescimento econômico *per capita* dos estados ao redor desse limite. Para os gastos por função, os resultados mostram que gastos com legislativo, judiciário, administração, educação e transporte têm efeitos positivos sobre o crescimento econômico *per capita* dos estados.

Palavras-chave: Crescimento econômico; dados em painel; estados brasileiros; gastos públicos desagregados; *kink*.

Códigos JEL: E62, H72, O40.

INTRODUÇÃO

A análise dos efeitos dos gastos públicos sobre a economia tem recebido cada vez mais atenção da literatura acadêmica especializada, uma vez que uma maior participação desses gastos, por um lado, pode proporcionar um ambiente adequado para o crescimento econômico e, por outro, pode distorcer os incentivos ao investimento privado, devido à elevação da carga tributária para suportar o aumento desses gastos.

Modelos teóricos têm enfatizado efeitos diferenciados do tamanho dos gastos do governo sobre o crescimento econômico. Por exemplo, o efeito dos

gastos públicos sobre o crescimento pode diferir de acordo com a perspectiva da análise, no curto ou no longo prazo.

Segundo Keynes (1936), no curto prazo, o aumento dos gastos públicos tem efeito positivo sobre o crescimento econômico em decorrência do multiplicador dos gastos, no qual uma elevação nos gastos autônomos tem um impacto direto e superior ao gasto inicial sobre o crescimento do produto. Já Barro (1990) mostra que uma elevação no gasto público acima do seu nível ótimo pode ter um efeito negativo sobre o crescimento econômico.

Em relação aos efeitos dos gastos públicos sobre o crescimento econômico, Barro (1990) faz a distinção entre gastos produtivos e improdutivos e mostra que há efeitos diferenciados desses gastos sobre o crescimento econômico. Gastos produtivos são os que complementam a função de produção do setor privado e têm efeitos positivos sobre o crescimento do produto da economia. Já os gastos improdutivos são aqueles em que a provisão de bens e serviços públicos rivaliza com o setor privado e têm efeito negativo sobre a taxa de crescimento do produto da economia.

O trabalho de Devarajan et al. (1996) mostra a composição do gasto público sobre o crescimento econômico a partir de um modelo de crescimento, como em Barro (1990). Esses autores incorporaram duas parcelas do gasto do governo na função de produção, correspondente aos gastos produtivos e aos gastos improdutivos. O modelo revela que é possível aumentar a taxa de crescimento de longo prazo da economia a partir de uma mudança na composição do gasto total. Para alcançar tal resultado, depende-se tanto da produtividade dos gastos, que é inerente a decisões governamentais, como do tamanho relativo das despesas, que deriva de uma escolha do governo.

Na literatura empírica internacional, há estudos que procuram investigar a existência de um tamanho ótimo de governo, como definido em Barro (1990). Os trabalhos de Karras (1997), Chen e Lee (2005) e Asimakopoulos e Karavias (2016) estimam um tamanho ótimo de governo e encontram efeitos assimétricos sobre o crescimento a partir desse valor.

Em relação à literatura nacional, há trabalhos que têm se preocupado em estudar os impactos do gasto público agregado sobre o crescimento econômico (Cândido Jr., 2001; Silva & Triches, 2014; Rodrigues & Teixeira, 2010). Outros trabalhos têm estudado os efeitos dos gastos desagregados sobre o crescimento econômico, identificando os gastos que são produtivos e improdutivos (Rocha & Giuberti, 2007; Divino & Silva Junior, 2012; Silva et al., 2013; Araujo et al., 2014; Silva & Triches, 2014; Sousa & Paulo, 2016; Neduziak & Correia, 2017; Oliveira et al., 2018; Souza, 2020).

Como as receitas são limitadas, tendo em vista que o governo é financiado por meio de tributos, o ideal seria que os recursos públicos, em seus três níveis de governo, fossem alocados de forma eficiente, dados seus impactos sobre a economia. Além disso, a literatura considera que há impactos diferenciados dos gastos produtivos e improdutivos sobre o crescimento econômico.

Nesse sentido, o objetivo deste trabalho consiste em mensurar o impacto do gasto público desagregado (por categoria econômica e por função) sobre o crescimento econômico dos estados brasileiros durante o período de 2002 a 2018. Ademais, investiga-se a existência de possíveis não linearidades na relação entre crescimento econômico e gastos desagregados por categoria econômica (despesa corrente e despesa de capital), verificando se há um limite em que esses gastos podem tornar-se improdutivos.

Na análise empírica, empregou-se um modelo de regressão para dados em painel dinâmico com efeito *kink* proposto em Zhang et al. (2017), na análise dos gastos desagregados por categoria econômica. Para os gastos desagregados por função, utiliza-se um painel dinâmico estimado seguindo a proposta de Arellano e Bond (1991). Nessa análise, verificam-se os componentes de gastos que podem ser classificados em produtivos ou improdutivos.

Os resultados empíricos mostram que há relação não linear entre crescimento econômico e gastos por categoria econômica (gasto corrente e de capital). O valor do *kink* ou *threshold* estimado foi de 84,81% para despesa corrente em proporção do gasto total e de 9,70% para despesa de capital em proporção da despesa orçamentária. Na análise dos gastos por função, identificaram-se os gastos com legislativo, judiciário, administração, educação e transporte como produtivos; o gasto com saúde mostrou-se improdutivo; e os gastos com segurança pública e previdência social não apresentaram efeitos estatisticamente significativos sobre a taxa de crescimento do PIB *per capita* dos estados brasileiros no período em análise.

Além desta introdução, este artigo está estruturado como segue: a próxima seção indica a revisão de literatura empírica sobre o assunto; a seguir, apresenta-se o modelo teórico utilizado como referência na análise empírica; depois, há uma breve análise dos gastos públicos dos estados brasileiros entre 2002-2018; em seguida, apresentam-se a base de dados, a metodologia econométrica e a estratégia empírica; posteriormente, mostram-se os resultados e a análise obtidos a partir da estimativa dos modelos propostos; por fim, indicam-se as principais conclusões e as análises de política.

1

REVISÃO DE LITERATURA

Entre os estudos empíricos que buscam investigar o impacto dos gastos públicos sobre o crescimento econômico, não há consenso em relação à direção desses efeitos. Além disso, a direção desses efeitos também pode ser diferenciada no curto e longo prazos, como demonstra a literatura teórica sobre assunto (Keynes, 1936; Barro, 1990; Devarajan et al., 1996).

Esses efeitos também dependem do tipo de gasto considerado, tal que uma mudança em sua composição pode alterar seus efeitos sobre o crescimento econômico. A literatura empírica tem encontrado efeitos diferenciados dos gastos desagregados sobre o crescimento econômico. Nesse sentido, tanto a literatura internacional (Devarajan et al., 1996) quanto a nacional (Silva & Triches, 2014; Rocha & Giuberti, 2007; Sousa & Paulo, 2016; Neduziak & Correia, 2017; Souza, 2020; Divino & Silva Junior, 2012) têm investigado empiricamente o impacto de cada parcela do gasto total sobre o crescimento econômico.

Em sua análise empírica, Devarajan et al. (1996) estudaram os efeitos da composição dos gastos sobre o crescimento econômico para um conjunto de países em desenvolvimento, durante o período 1970-1990. Seus resultados empíricos mostram que há uma relação positiva e estatisticamente significante entre a despesa corrente e o crescimento econômico. A despesa de capital apresentou um impacto negativo e significante sobre o crescimento econômico. Ao considerar os gastos desagregados por categoria funcional, as evidências empíricas mostram que as despesas com defesa, educação, saúde, transporte e comunicação (infraestrutura) têm impactos negativos e significantes sobre o crescimento econômico, enquanto os gastos com saúde e educação não apresentaram significância estatística.

Segundo Devarajan et al. (1996), esses resultados sugerem que os países em desenvolvimento poderiam aumentar a taxa de crescimento de estado estacionário elevando a participação do gasto corrente em detrimento do gasto de capital, pois essa parcela de gasto poderia ter sido realizada em excesso, tornando-se improdutiva, enquanto aquela parcela de gasto que se mostrou produtiva possivelmente teve uma baixa participação no total.

Silva e Triches (2014) investigaram os efeitos do gasto da União por categoria econômica e funcional sobre o crescimento do produto para a economia brasileira entre 1980 e 2005. Os resultados encontrados apontam que os gas-

tos corrente e de capital têm impactos positivos e significantes sobre o crescimento econômico. Para os gastos por categoria funcional, gastos com comunicação, saúde e saneamento e transporte apresentaram impacto positivo e estatisticamente significativo. Já os componentes de gasto destinados à educação, à defesa nacional e segurança pública e à assistência e previdência social não apresentaram significância estatística para o período analisado.

Rocha e Giuberti (2007) verificaram a influência dos componentes do gasto público sobre o crescimento econômico dos estados brasileiros entre 1986 e 2003. Seus resultados mostram uma relação positiva e não linear entre o gasto corrente primário e o crescimento *per capita* estadual, com um nível ótimo de 61% para a razão gasto corrente/gasto total; para o gasto com capital, as evidências mostram uma relação positiva e não linear entre gasto com capital e crescimento econômico, identificado por um nível ótimo de 36% para a razão gasto de capital/gasto total. Os gastos com defesa e segurança pública, educação, transporte e comunicação têm impactos positivos sobre o crescimento econômico.

O estudo de Rodrigues e Teixeira (2010) examina a capacidade dos gastos das esferas de governo (federal, estadual ou municipal) em influenciar o crescimento econômico brasileiro no período 1948-1998. Seus resultados mostram que o governo estadual apresentou uma maior influência sobre o crescimento econômico. Ao analisarem a composição dos gastos desagregados, as evidências empíricas mostram que o gasto com investimento pode ser considerado produtivo; já gastos com consumo, subsídios e transferências mostraram-se pouco relevantes. Nesse sentido, os autores defendem que gastos com investimentos devem ser priorizados, principalmente em nível estadual, em detrimento dos gastos com consumo, subsídios e transferências, pois apresentam maior impacto total sobre o crescimento econômico.

Sousa e Paulo (2016) analisam a produtividade de determinados componentes do gasto público para os 26 estados brasileiros no período 1995-2010. Modelos de regressão lineares com efeitos fixos mostram que o gasto total pode ser considerado produtivo. Ao analisarem gastos desagregados, os resultados mostram que gasto corrente, gasto de capital e gasto com saúde têm impacto negativo e estatisticamente significativo sobre o crescimento econômico, podendo ser classificados como improdutivos, de acordo com a literatura. Gastos com segurança, educação e transporte não apresentaram efeitos estatisticamente significativos sobre o crescimento econômico.

Neduziak e Correia (2017) investigaram os efeitos do gasto público desagregado por categoria funcional sobre o crescimento econômico dos estados

brasileiros no período de 1995-2011. As evidências empíricas mostram que o gasto total/PIB tem impacto positivo e estatisticamente significativo sobre o crescimento econômico dos estados. Na análise dos gastos desagregados por categoria funcional, gastos com administração pública, judiciário, habitação e urbanismo e assistência e previdência social podem ser considerados como produtivos. Já gastos com legislativo e educação e cultura mostraram-se improdutivos.

Divino e Silva Junior (2012) investigam como os gastos corrente e de gasto de capital afetaram o crescimento dos municípios brasileiros no período 1991-2000. Seus resultados empíricos mostram que, para ampliar o crescimento, o gasto corrente deve ser priorizado mais pelos municípios abaixo da linha de pobreza do que pelos municípios com alta renda *per capita*. A composição ótima estimada para os municípios de renda alta, média e baixa foram, respectivamente, 68,3%, 81,4% e 77,1% do seu orçamento em gasto corrente. Segundo os autores, como a maioria dos municípios com renda alta gasta acima do intervalo ótimo (de 61% a 76%), o impacto do gasto sobre o crescimento econômico poderia ser maior se parte fosse realocada para os gastos de capital. Os municípios com renda intermediária e com renda abaixo da linha de pobreza estão em sua maioria situados dentro do intervalo ótimo (de 67% a 96% e de 69% a 86%, nessa ordem). Contudo, os que estão fora desse intervalo poderiam promover o crescimento econômico ao ajustarem a composição do seu gasto total.

Silva et al. (2013) investigaram os efeitos dos gastos por função sobre o crescimento econômico para 212 municípios paraibanos entre 2000 e 2008. Utilizando um painel dinâmico estimado via Método dos Momentos Generalizados-Sistema (*System GMM*), os resultados da estimação mostram que gastos com legislativo, educação, cultura e saúde e saneamento têm efeitos positivos e estatisticamente significantes sobre o crescimento econômico *per capita*; gastos com habitação e urbanismo apresentam efeito negativo e significativo; gastos com administração e planejamento, segurança pública e assistência e previdência não apresentam coeficientes significativos na regressão.

Para os municípios cearenses, Araujo et al. (2014) analisaram a influência dos gastos desagregados sobre o PIB *per capita* utilizando um painel composto por 122 municípios entre 2002 e 2009. Utilizando um modelo dinâmico estimado via *System GMM*, os autores encontraram evidências empíricas de um impacto positivo e significante do gasto em urbanismo e habitação e do gasto com pessoal sobre o crescimento econômico *per capita*. Gastos com saúde e saneamento e com legislativo não apresentaram efeitos estatisticamente significativos sobre o crescimento econômico dos municípios.

Oliveira et al. (2018) estimaram regressões lineares e não lineares para verificar o impacto de cada um dos componentes do gasto público sobre o crescimento econômico dos municípios paranaenses no período 1999-2011. Os resultados empíricos mostram uma relação positiva e estatisticamente significante entre crescimento econômico e gasto corrente. Ao analisarem gastos desagregados por função, gastos com transporte e comunicação, saúde e educação apresentaram impactos positivos e estaticamente significativos sobre o crescimento econômico. Entretanto, o gasto de capital apresentou uma relação negativa e significante. Ao utilizarem regressão quadráticas, os autores encontraram evidências de efeito não linear para o gasto corrente e de capital como proporção do gasto total, representado por uma curva em forma de U invertido, com pontos de máximo de, respectivamente, 87,5% e 12,5% do gasto total.

2

MODELO TEÓRICO

O trabalho de Barro (1990) mostra que há uma relação entre crescimento econômico e gastos do governo que pode ser expressa por uma curva côncava (em forma de U invertido), em que é possível identificar um nível ótimo de gastos que maximiza a taxa de crescimento de longo prazo da economia. Quando esses gastos excedem o nível ótimo, há um efeito negativo sobre o crescimento.

Em seu estudo, Barro (1990) mostra ainda que os gastos podem ser classificados em produtivos, que são os gastos que afetam positivamente o crescimento de longo prazo, e improdutivos, em que o impacto sobre o crescimento é negativo. Em sua formulação teórica, considera-se um modelo de crescimento endógeno que inclui os gastos do governo como insumo na função de produção. Isso é possível, pois insumos privados (capital privado) e insumos públicos (gasto público) não são substitutos perfeitos, em razão de os bens e serviços fornecidos pelo setor público caracterizarem-se por serem não excluíveis e não rivais ou pela presença de externalidades positivas.

As conclusões do modelo mostram que, se a participação do governo na economia é pequena, um aumento do tamanho do governo, representado pela razão gasto/PIB, pode elevar a produtividade do setor privado e, assim, responder positivamente sobre o crescimento econômico. Com efeito, o aumento do produto da economia decorre do pressuposto de complementariedade

entre gastos públicos e produção privada. Nesse sentido, um aumento nos gastos estimula os investimentos privados e melhora o ambiente econômico, fazendo com que os agentes privados tenham incentivos a investir.

Contudo, se essa participação é relativamente grande, um aumento nos gastos públicos pode reduzir a taxa de crescimento da economia. Considerado que o governo executa um orçamento equilibrado, o aumento dos gastos deve ser financiado a partir da elevação da carga tributária, o que acaba distorcendo os incentivos privados.

Para analisar como uma mudança na composição da despesa pública implica a taxa de crescimento de estado estacionário da economia, o modelo teórico de Devarajan et al. (1996) incorpora dois tipos de gastos do governo, produtivo e improdutivo, à função de produção. O modelo apresenta três fatores de produção: estoque de capital privado, k ; gasto produtivo, g_1 ; e gasto improdutivo, g_2 . Para uma função do tipo CES (elasticidade de substituição constante), tem-se o seguinte:

$$y = f(k, g_1, g_2) = [\alpha k^{-\zeta} + \beta g_1^{-\zeta} + \gamma g_2^{-\zeta}]^{-1/\zeta}, \quad (1)$$

onde: $\alpha > 0$, $\beta \geq 0$, $\gamma \geq 0$, $\alpha + \beta + \gamma = 1$, $\zeta \geq -1$.

Como em Barro (1990), os autores assumem que os gastos do governo são financiados por um imposto fixo sobre a renda com alíquota τ , ou seja,

$$\tau y = g_1 + g_2 \quad (2)$$

Assume-se que uma parcela do gasto total do governo é alocada em g_1 , tal que

$$g_1 = \phi \tau y \quad (3)$$

Consequentemente, a parcela restante vai para g_2 , ou seja,

$$g_2 = (1 - \phi)\tau y \quad (4)$$

Considerando τ e ϕ como dados pelo governo, o agente representativo escolhe consumo, c , e capital, k , tendo como objetivo maximizar seu bem-estar

$$U = \int_0^{\infty} u(c) e^{-\rho t} dt, \quad (5)$$

sujeito a

$$\dot{k} = (1 - \tau)y - c, \quad (6)$$

onde ρ é a taxa de preferência intertemporal.

A partir da função de utilidade na forma isoelástica, é possível obter uma relação entre a taxa de crescimento em estado estacionário e a parcela do gasto do governo destinada a g_1 . Após algumas manipulações algébricas, encontra-se a seguinte condição:

$$\frac{\phi}{1 - \phi} < \left(\frac{\beta}{\gamma}\right)^{\theta}, \quad (7)$$

onde: $\theta = 1 / (1 + \zeta)$ é a elasticidade de substituição.

Essa condição mostra que, para uma mudança na composição do gasto do governo aumentar a taxa de crescimento, é necessário que (7) ocorra. Contudo, deve-se levar em consideração tanto a produtividade dos gastos (β e γ) quanto a participação inicial de cada gasto no total (ϕ e $1 - \phi$). Por exemplo, uma mudança na direção a um gasto mais produtivo, quando $\beta > \gamma$, pode não levar a um aumento na taxa de crescimento se sua parcela no total já era inicialmente muito elevada.

Outra conclusão a partir desse modelo mostra que um aumento na taxa de crescimento devido a uma mudança apenas na composição do gasto pode ocorrer sem que nenhuma mudança no gasto total ocorra. Desde que um aumento nos gastos públicos possa ser financiado por um valor equivalente de impostos, um aumento na taxa de crescimento da economia só ocorrerá se a produtividade desse gasto, $\beta + \gamma$, for maior que a receita necessária para seu financiamento.

3

METODOLOGIA ECONOMÉTRICA, ESTRATÉGIA EMPÍRICA E BASE DE DADOS

■ 3.1 Metodologia econométrica e estratégia empírica

De acordo com o modelo teórico de Devarajan et al. (1996), o impacto do gasto público desagregado sobre o crescimento econômico local depende tanto da produtividade dos gastos quanto dos seus tamanhos relativos. O emprego de um modelo não linear permite verificar possíveis impactos assimétricos dos gastos correntes e de capital, como proporção do gasto total, sobre o crescimento do PIB *per capita*.

Para mensurar o impacto dos gastos desagregados por categoria econômica (gastos correntes e de capital) sobre o crescimento do PIB *per capita* dos estados, utilizou-se o modelo para dados em painel dinâmico com efeito *kink* sugerido por Zhang et al. (2017). O modelo empírico tem a seguinte forma funcional:

$$GROWTH_{i,t} = \alpha_i + \beta_1^- (PG_{i,t}^E - \gamma)_- + \beta_1^+ (PG_{i,t}^E - \gamma)_+ + \beta_2 GROWTH_{i,t-1} + \beta_3 GOV_{i,t} + \beta_4 X_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (8)$$

onde a variável $GROWTH_{i,t}$ é a taxa de crescimento do PIB *per capita* anual do i -ésimo estado; α_i é um parâmetro que exprime características específicas de cada unidade do painel e capta a heterogeneidade observada individual; $GOV_{i,t}$ corresponde à proporção do gasto total sobre o PIB; $PG_{i,t}^E$ representa a

participação do gasto desagregado (corrente (COR_{it}) e de capital (CAP_{it})) no gasto total; $X_{i,t}$ representa o vetor de variáveis de controle do modelo; e $\varepsilon_{i,t}$ é o termo de erro. Inclui-se ainda, como regressor, uma defasagem da variável dependente, $GROWTH_{i,t-1}$, para controlar possíveis problemas relacionados à autocorrelação.

Na equação em (8), a variável *threshold* é $PG_{i,t}^E$ e o parâmetro γ representa o limiar ou *kink point*. O valor $\gamma \in \Gamma$ é desconhecido e pertence ao conjunto Γ de valores da variável $PG_{i,t}^E$. As funções definidas por $(a)_- = \min [a, 0]$ e $(a)_+ = \max [a, 0]$, onde $a = (PG_{i,t}^E - \gamma)$, denotam, respectivamente, as partes positivas e negativas do número real a . Os parâmetros β_1^- e β_2^+ em (8) representam as inclinações de $PG_{i,t}^E$ quando $PG_{i,t}^E < \gamma$ e $PG_{i,t}^E \geq \gamma$. Os parâmetros β_2 , β_3 e β_4 representam, respectivamente, os coeficientes de inclinação com respeito às variáveis $GROWTH_{i,t-1}$, $GOV_{i,t}$ e o vetor de variáveis $X_{i,t}$.

A função de regressão em (8) é contínua nas variáveis $GOV_{i,t}$, $PG_{i,t}$ e $X_{i,t}$, mas a inclinação da função é descontínua no *kink* γ . No modelo especificado, além da estimação do vetor de parâmetros $\theta = (\varphi_1, \omega_1, \beta_1, \beta_2, \delta_1)$, um problema adicional é estimar o *kink* desconhecido γ . A inclusão do parâmetro que capta a heterogeneidade observada do modelo também pode levar a problemas adicionais na estimação do modelo.

Na estimação dos parâmetros do modelo em (8), utiliza-se o método dos momentos generalizados em primeiras diferenças (FD-GMM), que considera a presença de regressores e variáveis *threshold* endógenos (Seo & Shin, 2016). Os instrumentos utilizados na estimação seguem Arellano e Bond (1991), e a rotina de estimação é realizada em duas etapas: 1. obtém-se para cada valor de $\gamma \in \Gamma$ estimativas dos parâmetros do modelo via GMM, seguindo Arellano-Bond (1991); 2. o passo 1 é então repetido para todos os $\gamma \in \Gamma$, resultando em estimativas de $\hat{\theta}_{GMM}$ diferentes para cada γ selecionado. O γ que minimiza a função objetivo do tipo GMM e seu correspondente $\hat{\theta}_{GMM}$ são os parâmetros ótimos estimados.

Zhang et al. (2017) propõem um teste de linearidade para o modelo de regressão com *kink*. A hipótese nula desse teste consiste em verificar se $H_0: \beta_1 = \beta_2$ contra a hipótese alternativa $H_A: \beta_1 \neq \beta_2$ para $\gamma \in \Gamma$. Se H_0 não for rejeitada, a um dado nível de significância, pode-se utilizar o estimador de efeitos fixos ou de primeiras diferenças, considerado na estimação de modelos de regressão lineares para dados em painel. A estatística de teste é do tipo sup-Wald, em que os valores críticos são obtidos a partir de um algoritmo de *bootstrap*.

Na análise da despesa desagregada por funções, optou-se por estimar um modelo linear usando a abordagem proposta por Arellano e Bond (1991), que lida com problemas associados à utilização de um painel dinâmico. Desse modo, o modelo empírico usado para verificar o efeito de despesas por funções selecionadas sobre o crescimento econômico local tem a seguinte forma funcional:

$$GROWTH_{i,t} = \alpha_i + \sum_{F=1}^8 \beta_F PG_{i,t}^F + \beta_2 GROWTH_{i,t-1} + \beta_3 GOV_{i,t} + \beta_4 X_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (9)$$

onde as variáveis $PG_{i,t}^F$ representam a participação da despesa desagregada por função na despesa total, descritas na próxima seção. As outras variáveis do modelo são as mesmas já descritas na equação em (8).

■ 3.2 Descrição da base de dados e estatísticas descritivas

A base de dados engloba os 26 estados da Federação e o Distrito Federal, entre os anos de 2002 e 2018. As informações extraídas do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e do Departamento de Informática do Sistema Único de Saúde (Datasus) foram utilizadas para construir a variável dependente do modelo (GROWTH), que é uma média móvel em cinco anos adiante dessa variável. Por exemplo, em 2013 essa variável é uma média da taxa de crescimento do PIB *per capita* para os anos de 2014 a 2018. O PIB *per capita* dos estados foi deflacionado utilizando o Índice Geral de Preços – Disponibilidade Interna (IGP-DI).

Os dados sobre finanças públicas estaduais foram extraídos dos relatórios de execução orçamentária dos estados, disponibilizados pela Secretaria do Tesouro Nacional (STN), a partir da base Finanças do Brasil (Finbra) e do Sistema de Informações Contábeis e Fiscais do Setor Público Brasileiro (Siconfi).

A despesa orçamentária pode ser dividida em despesa por categoria econômica e por funções. Quanto à classificação econômica, a despesa pode ser desagregada em despesa corrente e despesa de capital. Para mensurar o impacto dessas despesas sobre o crescimento econômico *per capita* dos estados, utilizou-se a especificação em (8). Ademais, essa especificação permite testar possíveis não linearidades na relação e investigar impactos assimétricos ao redor de um limiar estimado.

Para a classificação da despesa por funções, selecionaram-se as seguintes variáveis, em proporção da despesa total $PG_{i,t}^F$: gasto com legislativo/gasto total (LEG), gasto com judiciário/gasto total (JUD), gasto com administração/gasto total (ADM), gasto com segurança pública/gasto total (SEG), gasto com previdência social/gasto total (PREV), gasto com saúde/gasto total (SAUD), gasto com educação/gasto total (EDUC) e gasto com transporte/gasto total (TRANSP). Pretende-se com essa análise avaliar quais desses componentes de gastos contribuem para o crescimento econômico dos estados brasileiros.

Além das variáveis que mensuram os componentes de gastos públicos de acordo com sua classificação, incluíram-se no modelo, como variáveis explicativas, a variável TRADE, uma *proxy* para abertura comercial representada pela razão (importação + exportação) / PIB e UNEMP, a taxa de desemprego, inserida no modelo para captar os efeitos dos ciclos econômicos. Essas variáveis foram construídas a partir de dados obtidos no Ministério da Indústria, Comércio Exterior e Serviços (MDIC) e na página do Ipeadata. A Tabela 1 apresenta as principais estatísticas descritivas das variáveis utilizadas na análise.

Tabela 1

Estatísticas descritivas das variáveis utilizadas no modelo empírico

| Variáveis | Observações | Média | Desvio padrão | Mínimo | Máximo |
|-----------|-------------|-------|---------------|--------|--------|
| GROWTH | 324 | 3,16 | 2,89 | -8,60 | 9,05 |
| GOV | 324 | 18,62 | 7,99 | 8,51 | 47,51 |
| COR | 324 | 85,10 | 5,63 | 54,60 | 100 |
| CAP | 324 | 14,99 | 5,63 | 0 | 45,40 |
| LEG | 324 | 3,23 | 1,38 | 0,55 | 7,85 |
| JUD | 324 | 4,95 | 2,20 | 0 | 13,53 |
| ADM | 324 | 8,70 | 5,97 | 1,32 | 33,84 |
| SEG | 324 | 8,23 | 2,68 | 0 | 17,53 |
| PREV | 324 | 10,14 | 5,37 | 0 | 29,101 |
| SAUD | 324 | 11,91 | 3,03 | 5,16 | 23,21 |
| EDUC | 324 | 15,99 | 4,00 | 6,58 | 27,80 |
| TRANSP | 324 | 4,57 | 3,35 | 0,16 | 25,99 |
| TRADE | 324 | 15,93 | 12,87 | 0,25 | 55,98 |
| UNEMP | 324 | 8,77 | 2,59 | 3,14 | 20,54 |

Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados da STN, do IBGE, do MDIC, do Datasus e do Ipeadata.

A variável GROWTH apresentou uma média de 3,2%. O estado do Espírito Santo, no ano de 2012, registrou o menor valor para esta variável, com valor de -8,6%. Por sua vez, em 2005 o estado de Tocantins obteve 9,0%, a maior taxa de crescimento do PIB *per capita* para o período analisado.

A média para a variável GOV foi de 18,6%. O valor mínimo para essa variável foi de 8,5% para o Distrito Federal, em 2010, e o máximo foi de 47,5%, para o Acre, em 2009.

A média para as variáveis que representam a proporção das despesas por categoria econômica em relação à despesa total, COR e CAP, foi de 85,0% e 15,0%, respectivamente. O estado do Tocantins apresentou o menor valor para a variável COR, 54,6%, no ano de 2002. O maior valor para a variável CAP também foi observado em Tocantins, em 2002, com uma proporção de 45,4%. Em 2011, o estado de Roraima destinou a totalidade de suas despesas para a despesa corrente.

As variáveis que denotam a participação das despesas por funções no gasto total apresentaram médias de 3,2% (LEG), 4,9% (JUD), 8,7% (ADM), 8,2% (SEG), 10,1% (PREV), 11,9% (SAUD), 16,0% (EDUC) e 4,6% (TRANSP).

A média para a variável TRADE foi de 15,9%, e o menor percentual dessa proxy foi de 0,3% no Acre em 2013, e o maior, de 56,0% no Amazonas, em 2003. A média da variável UNEMP foi de 8,8%, com valor mínimo de 3,1% para o estado de Santa Catarina em 2012, e máximo de 20,5%, para o Amapá, em 2002.

4

RESULTADOS

Na análise das despesas por categoria econômica, foram estimados dois modelos seguindo a especificação em (8), em que as variáveis *threshold* para modelo são $COR_{i,t}$ e $CAP_{i,t}$. Esses resultados estão dispostos na Tabela 2.

Na especificação (I), o gasto corrente em proporção do gasto total, $COR_{i,t}$, é a variável *threshold* do modelo. O resultado do teste de linearidade sugere a utilização do modelo com efeito *kink* para explicar a relação entre crescimento econômico estadual e gastos correntes.

Tabela 2

Resultado da estimação do modelo em (8): despesa por categoria econômica

| Variável dependente: $GROWTH_{i,t}$ | | |
|---|----------------------|---------------------|
| Modelo | (I) | (II) |
| Variável <i>threshold</i> | $COR_{i,t}$ | $CAP_{i,t}$ |
| N | 27 | 27 |
| T | 12 | 12 |
| P-valor do teste de linearidade | 0,000*** | 0,000*** |
| <i>kink</i> (γ) | 84,813*** (1,009) | 9,702*** (1,016) |
| Variáveis explicativas | | |
| $GROWTH_{i,t-1}$ | 0,636*** (0,047) | 0,567*** (0,073) |
| $GOV_{i,t}$ | 0,623*** (0,219) | 0,839*** (0,288) |
| $COR_{i,t} \leq \gamma$ | 1,213*** (0,256) | |
| $COR_{i,t} > \gamma$ | -1,954*** (0,271) | |
| $CAP_{i,t} \leq \gamma$ | | 0,551** (0,249) |
| $CAP_{i,t} > \gamma$ | | -0,585* (0,313) |
| $TRADE_{i,t}$ | 0,492*** (0,040) | 0,525*** (0,047) |
| $UNEMP_{i,t}$ | 1,543*** (0,117) | 1,104*** (0,072) |

Nota: * significante a 10%; ** significante a 5%; *** significante a 1%.

Fonte: Elaborada pelos autores a partir dos resultados do modelo estimado.

O limiar estimado para a parcela de gasto corrente/gasto total foi de 84,81%, com impactos assimétricos e estatisticamente significativos ao redor desse valor. Ou seja, quando $COR_{i,t} \leq 84,81\%$, um aumento de 1% no gasto corrente em proporção do gasto total eleva, em média, 1,21% o crescimento econômico dos estados brasileiros. Contudo, se $COR_{i,t} \leq 84,81\%$, um acréscimo de 1% na razão despesa corrente/gasto total leva a um decrescimento do produto de 1,95%, em média.

Esse resultado corrobora as evidências empíricas encontradas em Rocha e Giuberti (2007), Divino e Silva Junior (2012) e Oliveira et al. (2018), que apontam a existência de um limite máximo para essas despesas, a partir do qual aumentos no gasto corrente têm efeito negativo para o crescimento econômico local.

A defasagem da variável dependente mostra-se positiva e estatisticamente significante, isso implica que uma variação positiva de 1% na taxa de crescimento do PIB *per capita* no período anterior tem um impacto, em média, de 0,64% no período atual. Como também um aumento de 1% na razão gasto total/PIB tem um impacto positivo e estatisticamente significante de 0,62%, em média, sobre o crescimento estadual para o período analisado.

As variáveis de controle do modelo, TRADE e UNEMP, apresentaram coeficientes estatisticamente significativos. Os resultados encontrados sugerem que um acréscimo em 1% na variável TRADE tem um impacto positivo e sobre o crescimento econômico de 0,49%, em média. Já um aumento de 1% na variável UNEMP tem um impacto positivo e significativo de 1,54%, em média, sobre o crescimento dos estados brasileiros.

Na especificação (II), a variável *threshold* é o gasto com capital em proporção do gasto total, $CAP_{i,t}$. O teste de linearidade também sugere a utilização do modelo com efeito *kink* para a relação entre crescimento econômico e gasto de capital.

O valor do *kink* estimado para a participação relativa do gasto de capital foi de 9,70%. Quando $CAP_{i,t} \leq 9,70\%$, isso sugere que um acréscimo de 1% no gasto de capital em proporção do gasto total tem um impacto positivo e estatisticamente significante de 0,55%, em média, sobre a taxa de crescimento do PIB *per capita* dos estados. Entretanto, quando $CAP_{i,t} \leq 9,70\%$, um aumento de 1% na razão gasto de capital/gasto total tem um impacto negativo e estatisticamente significante sobre o crescimento econômico dos estados brasileiros de 0,59%, em média.

Esse resultado está de acordo com as evidências empíricas encontradas na literatura nacional nos trabalhos de Rocha e Giuberti (2007), Divino e Silva Junior (2012) e Oliveira et al. (2018). Esses trabalhos mostram que o gasto de capital tem impacto positivo sobre o crescimento econômico até certo limite, e, ao ultrapassar esse valor, esse impacto torna-se negativo.

A defasagem da variável dependente apresenta coeficiente positivo e estatisticamente significativo, e, com isso, uma variação positiva de 1% na taxa de crescimento do PIB *per capita* no período anterior tem um impacto, em média,

de 0,57% no período atual, bem como o impacto do tamanho do governo estadual é positivo e estatisticamente significante, e, sendo assim, um acréscimo de 1% na razão gasto total/PIB aumenta, em média, 0,84% o crescimento econômico.

Em relação à variável TRADE, um aumento de 1% tem um impacto positivo e estatisticamente significante sobre o crescimento econômico estadual de 0,53%, em média. Os resultados para o coeficiente estimado para a variável UNEMP sugerem que um aumento de 1% tem um impacto positivo e estatisticamente significante de 1,10%, em média, sobre a taxa de crescimento do PIB *per capita*.

Na Tabela 3, são apresentados os resultados da estimação do modelo (9), que inclui as participações relativas das despesas por funções, com a finalidade de verificar quais gastos contribuem para o crescimento econômico dos estados brasileiros.

A variável dependente do modelo defasada apresentou coeficiente estatisticamente significativo, e seu valor sugere que um aumento em 1% na taxa de crescimento no período anterior tem um impacto de 0,71%, em média, sobre o crescimento econômico atual. O coeficiente estimado para a variável GOV também se mostrou estatisticamente significante e sugere que um acréscimo em 1% no tamanho do governo tem um impacto positivo de 0,37%, em média, sobre o crescimento econômico dos estados brasileiros no período considerado neste estudo.

Tabela 3

Resultado da estimativa do modelo em (9): despesa por categoria funcional

| Variável dependente: | $GROWTH_{i,t}$ |
|-------------------------------|----------------------|
| Modelo | (III) |
| N | 27 |
| T | 12 |
| Variáveis explicativas | |
| $GROWTH_{i,t-1}$ | 0,712*** (0,064) |
| $GOV_{i,t}$ | 0,366*** (0,101) |
| $LEG_{i,t}$ | 1,616** (0,641) |
| $JUD_{i,t}$ | 0,207*** (0,076) |
| $ADM_{i,t}$ | 0,089*** (0,033) |
| $SEG_{i,t}$ | 0,065 (0,079) |
| $PREV_{i,t}$ | -0,030 (0,0414) |
| $SAUD_{i,t}$ | -0,161*** (0,027) |
| $EDUC_{i,t}$ | 0,104*** (0,031) |
| $TRANSP_{i,t}$ | 0,086** (0,035) |
| $TRADE_{i,t}$ | 0,130*** (0,040) |
| $UNEMP_{i,t}$ | 0,169*** (0,054) |

Nota: * significante a 10%; ** significante a 5%; *** significante a 1%.

Fonte: Elaborada pelos autores a partir dos resultados do modelo estimado.

Na análise das despesas desagregadas, as evidências empíricas apontam que o gasto com legislativo tem um impacto positivo e estatisticamente positivo sobre o crescimento econômico, sugerindo que um aumento em um 1% na variável LEG tem um impacto positivo de 1,62%, em média, sobre o crescimento econômico dos estados. Esse resultado também foi encontrado no estudo de Silva et al. (2013).

A variável JUD apresentou coeficiente estatisticamente significativo, em que um aumento em 1% na participação relativa do gasto com judiciário em relação ao gasto total está associado a um impacto positivo de 0,21%, em média, sobre crescimento do PIB dos estados brasileiros. Neduziak e Correia (2017) encontraram resultados similares para essa variável em uma análise para os estados brasileiros.

Para a variável ADM, as evidências empíricas indicam que um aumento em 1% no gasto com administração em proporção do gasto total tem um impacto positivo e estatisticamente significativo de 0,09% sobre o crescimento econômico dos estados brasileiros. Neduziak e Correia (2017) também encontraram resultado semelhante para esse gasto, considerando-o em sua análise como gasto produtivo.

Em relação ao gasto com segurança pública, SEG, o coeficiente no modelo não apresentou significância estatística. Resultados empíricos similares foram encontrados nos trabalhos de Silva et al. (2013), Sousa e Paulo (2016) e Neduziak e Correia (2017). A variável PREV também não apresentou significância estatística, aos níveis usuais de significância, no período considerado.

Em relação ao gasto com saúde, SAUD, o coeficiente associado a essa variável apresentou sinal negativo e estatisticamente significante, sugerindo que um acréscimo em 1% na participação do gasto com saúde em relação ao gasto total está associado a um impacto negativo de 0,16%, em média, sobre o crescimento econômico. O estudo empírico de Sousa e Paulo (2016) também encontrou um coeficiente negativo associado a essa variável, com um valor mínimo de 24,37% de aplicação desse recurso para produzir impactos positivos sobre o crescimento econômico. Segundo os autores, o impacto negativo pode ser explicado pela baixa participação relativa desse gasto no período em análise. A baixa participação relativa desse gasto também pode ser observada no período 2002-2018, conforme mostra a Tabela 1, em que a razão gasto com saúde/gasto total foi de 11,9%, em média, para os estados brasileiros.

A variável EDUC apresentou coeficiente estatisticamente significativo, em que um aumento de 1% no gasto com educação em proporção do gasto total tem um impacto positivo sobre o crescimento do PIB *per capita* estadual de 0,10%, em média. Esse resultado está de acordo com a previsão teórica encontrada na literatura e é esperado pela literatura acadêmica, pois esse gasto pode ser considerado um investimento em capital humano, com efeitos positivos sobre o crescimento econômico. Tal resultado confirma-se também em Rocha e Giuberti (2007) e Oliveira et al. (2018).

O parâmetro da variável TRANSP mostra-se positivo e estatisticamente significativo, em que uma variação positiva de 1% no gasto com transporte em proporção do gasto total implica um aumento na taxa de crescimento do PIB *per capita* de 0,09%, em média. O trabalho empírico de Silva e Triches (2014) também encontrou indícios do gasto com transporte sendo classificado como produtivo.

Verifica-se, ainda, que um aumento de 1% na variável TRADE tem um impacto positivo e estatisticamente significante sobre o crescimento econômico dos estados brasileiros de 0,13%, em média, enquanto um acréscimo de 1% na variável UNEMP tem um impacto positivo e estatisticamente significante sobre a taxa de crescimento do PIB *per capita* de 0,17%, em média.

CONSIDERAÇÕES FINAIS E ANÁLISE DE POLÍTICA

Este trabalho procurou estudar os impactos dos gastos desagregados sobre o crescimento econômico dos estados brasileiros no período 2002-2018. Os modelos teóricos de Barro (1990) e Devarajan et al. (1996) embasaram o estudo proposto e demonstraram os efeitos dos gastos públicos desagregados sobre taxa de crescimento de longo prazo da economia.

Na análise empírica para os gastos desagregados por classificação econômica, foi utilizado o modelo de regressão para dados em painel dinâmico com efeito *kink*, proposto por Zhang et al. (2017), que permite a presença de regressores e variáveis *threshold* endógenos. Os resultados empíricos sugerem a existência de um nível ótimo para a proporção de gastos correntes e de capital em relação ao gasto total de 84,81% e 9,70%, respectivamente, com efeitos assimétricos ao redor desses limites.

Para os gastos desagregados por classificação funcional, estimou-se um modelo dinâmico para dados em painel, seguindo Arellano e Bond (1991), para verificar quais parcelas de gastos contribuem para o crescimento econômico dos estados brasileiros. As evidências empíricas encontradas a partir dessa análise sugerem que os gastos com legislativo, judiciário, administração, educação e transporte têm impactos positivos sobre o crescimento econômico dos estados, e, por isso, podem ser classificados como produtivos; gastos com saúde têm impacto negativo sobre o crescimento econômico, sendo classificados como improdutivo; gastos com segurança pública e previdência social não se mostraram significativos, não havendo impacto sobre o crescimento econômico dos estados no período considerado nesta pesquisa.

Os limites estimados nessa análise empírica podem contribuir no planejamento e na execução dos gastos públicos estaduais, e servir como parâmetros na determinação de limites fiscais para esses gastos, de modo a colaborar para que os governos estaduais obtenham resultados positivos sobre o crescimento econômico local de longo prazo.

THE IMPACT OF DISAGGREGATED PUBLIC SPENDING ON ECONOMIC GROWTH: AN ANALYSIS OF BRAZILIAN STATES FROM 2002 TO 2018

Abstract

The objective of this study is to measure the impact of disaggregated public spending on the per capita economic growth of Brazilian states between 2002-2018. For this, models for dynamic panel data were estimated considering expenditures by economic and functional category. For expenditures by economic category, linearity tests suggest the use of a kink model to describe the relationship between these expenditures and the states' per capita economic growth. The estimated kink values for the threshold variables current expenditure/total expenditure and capital expenditure/total expenditure were 84.81% and 9.70%, respectively, and suggest asymmetric impacts of these expenditures on the states' per capita economic growth, around of this limit. For expenditures by function, the results show that expenditures on the legislature, judiciary, administration, education and transport have positive effects on the states' per capita economic growth.

Keywords: Brazilian states; disaggregated public spending; economic growth; kink; panel data.

Referências

- Araujo, J. A. de, Monteiro, V. B., & Morais, G. A. de S. (2014). Gastos públicos e crescimento econômico: Evidências da economia do estado do Ceará. *Revista Ciências Administrativas*, 20(1), 11-40.

- Arellano, M., & Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *The Review of Economic Studies*, 58(2), 277-297.
- Asimakopoulos, S., Karavias, Y. (2016). The impact of government size on economic growth: a threshold analysis. *Economic Letters* 139, 65–68.
- Barro, R. J. (1990). Government spending in a simple model of endogenous growth. *The Journal of Political Economy*, 98(5), 103-125.
- Cândido Jr., J. O. (2001). Os gastos públicos são produtivos? *Texto para Discussão IPEA* 781. Brasília.
- Chen, S. T., & Lee, C. C. (2005). Government size and economic growth in Taiwan: a threshold regression approach. *Journal of Policy Modeling*, 27, 1051-1066.
- Devarajan, S., Swarrop, V., & Zou, H-fu (1996). The composition of public expenditure and economic growth. *Journal of Monetary Economics*, 37(2), 313-344.
- Divino, J. A., & Silva Junior, R. L. S da (2012). Composição dos gastos públicos e crescimento econômico dos municípios brasileiros. *Revista Economia*, 13(3a), 507-528.
- Karras, G. (1997). On the Optimal Government Size in Europe: Theory and Empirical Evidence. *The Manchester School*, 65, 280-294.
- Keynes, J. M. (1936). *A teoria geral do emprego, do juro e da moeda*. (Coleção Os Economistas). Editora Nova Cultural.
- Nedziak, L. C. R., & Correia, F. M. (2017). Alocação dos gastos públicos e crescimento econômico: Um estudo em painel para os estados brasileiros. *Revista de Administração Pública*, 51(4), 616-632.
- Oliveira, A. S. A. de, Hasegawa, M. M., & Thomaz, R. A. (2018). Gastos públicos e crescimento econômico: Uma análise para os municípios paranaenses. *Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos*, 12(4), 397-416.
- Rocha, F., & Giuberti, A. C. (2007). Composição do gasto público e crescimento econômico: Uma avaliação macroeconômica da qualidade dos gastos dos estados brasileiros. *Economia Aplicada*, 11(4), 463-485.
- Rodrigues, R. V., & Teixeira, E. C. (2010). Gasto público e crescimento econômico no Brasil: Uma análise comparativa dos gastos das esferas de governo. *Revista Brasileira de Economia*, 64(4), 423-438.
- Seo, M. H., & Shin, Y. (2016). Dynamic panels with threshold effect and endogeneity. *Journal of Econometrics*, 195(2), 169-186.
- Silva, L. D. C. da, Cruz, M. S. da, & Irffi, G. D. (2013). Gastos públicos e crescimento econômico: Uma análise para os municípios paraibanos. *Revista Econômica do Nordeste*, 44(3), 741-760.
- Silva, S. S. da, & Triches, D. (2014). Uma nota sobre efeitos de gastos públicos federais sobre o crescimento da economia brasileira. *Revista Brasileira de Economia*, 68(4), 547-559.

- Sousa, R. G., & Paulo, E. (2016). Produtividade dos gastos públicos dos estados brasileiros: Um estudo empírico no período de 1995 a 2010. *Desenvolvimento em Questão*, 14(36), 187-219.
- Souza, F. U. (2020). *Crescimento econômico e gasto público nos estados brasileiros: uma análise de dados em painel*. [Dissertação de Mestrado em Economia do Setor Público, Faculdade de Economia, Administração, Atuária e Contabilidade, Universidade Federal do Ceará, Fortaleza].
- Zhang, Y., Zhou, Q., & Jiang, L. (2017). Panel kink regression with an unknown threshold. *Economics Letters*, 157, 116-121.

DÍVIDA PÚBLICA, PIB E HIATO DO PRODUTO (1994-2018): MODELOS ARDL EM PAINEL

Vitor Henrique Okubo Sabatin

Mestre em Economia pela Universidade Federal de Uberlândia (UFU).

E-mail: vitor.okubo@hotmail.com

 <https://orcid.org/0000-0001-5159-4556>

Flávio Vilela Vieira

PhD em Economia pela University of New Hampshire e pós-doutorado em Economia pela University of Glasgow. Professor do Instituto de Economia e Relações Internacionais (Ieri) da Universidade Federal de Uberlândia (UFU). Pesquisador CNPq.

E-mail: flaviovieira@ufu.br

 <https://orcid.org/0000-0001-9316-7990>

Como citar este artigo: Sabatin, V. H. O., & Vieira, F. V. (2025). Dívida pública, PIB e hiato do produto (1994-2018): Modelos ARDL em painel. *Revista de Economia Mackenzie*, 22(1), 135-161. doi: 10.5935/1808-2785/rem.v22n1p.135-161

Recebido em: 8/10/2024

Aprovado em: 24/3/2025



Este artigo está licenciado com uma Licença Creative Commons - Atribuição-NãoComercial 4.0 Internacional

Resumo

O artigo tem por objetivo investigar o papel da dívida pública no PIB e no hiato do produto, para 56 países de 1994 a 2018, utilizando os modelos ARDL para painel. Os resultados indicam que os coeficientes de longo prazo para os modelos do PIB foram todos negativos para a dívida pública. Analisando os modelos do hiato do produto, os resultados de longo prazo indicam que a maioria das estimativas da dívida pública foram estatisticamente significativas com sinais negativos. Quanto às estimativas do modelo de correção de erro, o ajustamento em direção ao equilíbrio é mais rápido (lento) para o hiato (PIB). Os coeficientes de curto prazo para os modelos do PIB indicam sinal negativo e significância da variação da dívida pública para todos os modelos. Os resultados indicam que ocorre causalidade da dívida pública para o hiato, e, na versão de Dumitrescu-Hurlin, a causalidade é da dívida pública para o PIB.

Palavras-chave: Dados em painel; dívida pública; *gap* do produto; modelos PMG ARDL; PIB.

Classificação JEL: C23, E32, H63.

INTRODUÇÃO

O objetivo geral deste artigo consiste em uma investigação empírica dos efeitos da dívida pública sobre PIB e também sobre o *gap* do produto, no período de 1994 a 2018, para um conjunto de 56 países que contemplam qualidades e regiões distintas. Para tal, utiliza-se a metodologia de Modelos Autorregressivos de Defasagens Distribuídas (ARDL) de dados em painel. Embora a metodologia escolhida seja pouco encontrada na literatura, ela permite elucidar os efeitos da dívida pública, tanto em longo quanto em curto prazo, para nossas variáveis dependentes. Ademais, uma segunda contribuição do trabalho é buscar efeitos que a dívida pública causaria no *gap* do produto, isto é, o desvio ou a convergência do produto potencial. Cabe ainda acrescentar que os modelos gerados contribuem para a literatura empírica ao englobarem novas variáveis, maior temporalidade e um conjunto expressivo de países.

A gestão da dívida pública tem tido, cada vez mais, um papel de destaque, como parte de análise macroeconômica nos diversos países da economia global. Isso se torna ainda mais importante, uma vez que há um olhar detalhado

dos agentes domésticos e externos para o indicador (dívida/PIB), para sua magnitude e composição, com o objetivo de avaliar o lado fiscal de uma economia – ainda que tal não seja o único indicador.

Pode-se considerar comum que diversos governos do mundo recorram ao endividamento a fim de garantir o funcionamento adequado da economia. A partir desses mecanismos, o governo tem condições de trazer estímulos ao investimento e consumo, de modo a gerar efeitos positivos no nível de emprego e bem-estar da população. Entretanto, nas últimas décadas, a relação dívida/PIB global tem atingido patamares cada vez maiores, trazendo preocupações sobre a natureza dos efeitos da dívida pública no que se refere ao desempenho econômico.

Quando se analisam as literaturas teórica e empírica do tema, percebe-se que as relações entre o nível de dívida pública e o resultado econômico não são tão evidentes quanto parecem. E, portanto, muito se debate se há uma relação direta (causalidade) entre a dívida pública e o crescimento econômico, como apresentado por Panizza e Presbitero (2014). Busca-se entender a relação (positiva ou negativa) entre essas variáveis, ou seja, se o maior ou menor endividamento levaria a efeitos positivos ou negativos no crescimento econômico e, ainda, qual seria o comportamento dessa relação no decorrer do tempo (curto e longo prazos). Vale dizer que diversos estudos analisam ainda se a evolução da dívida pública teria um caráter linear ou não linear (inversão ao longo do tempo), como revelam Eberhardt e Presbitero (2015).

Os resultados encontrados sobre o papel da dívida pública indicam que os coeficientes de longo prazo para os modelos do PIB foram todos negativos, quer dizer, altos (baixos) níveis de dívida pública tendem a comprometer (estimular) o PIB. Enquanto, para os modelos do *gap* do produto, a análise de longo prazo indica que a maioria das estimativas para a dívida pública foram estatisticamente significativas com sinais negativos, e, sendo assim, altos níveis (baixos) de dívida pública tendem a afetar negativamente (positivamente) o *gap* do produto. Quanto às estimativas do modelo de correção de erro, cabe destacar que o ajustamento em direção ao equilíbrio é mais rápido (lento) para o *gap* (PIB), já que a diferença é de 10% para 23%, respectivamente. Os coeficientes de curto prazo para os modelos do PIB indicam sinal negativo, além da ocorrência de significância estatística da variação da dívida pública para todos os modelos. Já para os coeficientes de curto prazo dos modelos do *gap* do produto, a variação da dívida pública tem sinal negativo e com significância estatística para a maioria dos modelos.

1

REVISÃO DA LITERATURA

Quando se consideram os diversos modelos de crescimento (de Solow e a Nova Teoria do Crescimento), observa-se que Diamond (1965) desenvolve as primeiras discussões teóricas do papel do endividamento público para os modelos neoclássicos de crescimento, ao passo que Saint-Paul (1992) traz a discussão da dívida pública para modelos de crescimento endógeno.

Diamond (1965) desenvolve uma análise teórica em que discute os efeitos negativos da dívida pública no crescimento de longo prazo em modelos de crescimento neoclássicos e conclui que, na existência de dívidas (interna e externa), elas diminuem a utilidade do modelo, devido ao fato de causarem alterações nas condições de equilíbrio do mercado de capital. Contudo, caso a dívida seja essencialmente interna, ocorreria o aumento das taxas de juros e a diminuição da utilidade no caso eficiente. Ao passo que, se sobretudo externa, teria um impacto de influenciar uma alteração da taxa de juros, a qual desfavorece o padrão de crescimento desejado. Por último, quando na situação de troca de dívida externa por interna, ocorreria também aumento da taxa de juros, levando a um desequilíbrio do modelo.

Saint-Paul (1992) utiliza os modelos de crescimento endógeno com retornos externos constantes de capital e, ademais, demonstra que um aumento da dívida pública reduz a taxa de crescimento do PIB, portanto, em consequência, sempre haverá uma geração futura que será afetada; e que a redução da dívida pública, embora aumente a taxa de crescimento, não ocasionará melhorias à condição de Pareto.

Aghion e Marinescu (2008), por meio de dados anuais em painel dos países da OCDE, analisam a relação entre o crescimento e o caráter cíclico do déficit orçamentário. O trabalho tem como objetivos entender como o déficit orçamentário responde a flutuações no hiato do produto ao longo do tempo e avaliar a importância do crescimento na adoção de políticas orçamentárias anticíclicas em vários níveis de desenvolvimento financeiro. Além disso, o trabalho investiga alguns determinantes da procicicalidade do déficit orçamentário. As principais conclusões dos autores são: o crescimento do déficit orçamentário tornou-se, nos últimos 20 anos, cada vez mais contracíclico na maioria dos países da OCDE, e um crescimento do déficit orçamentário contracíclico pode ter efeitos significativamente positivos no crescimento quando o desenvolvimento financeiro é menor.

Reinhart e Rogoff (2010) exploram um conjunto de dados históricos de vários países sobre o nível de endividamento público e buscam uma relação sistemática entre o alto nível da dívida pública, o crescimento e a inflação. Para isso, utilizam como método empírico a análise da estatística descritiva para uma amostra de 44 países, abrangendo cerca de 200 anos. O principal resultado corrobora que, embora o vínculo entre crescimento e dívida pareça relativamente fraco em níveis de endividamento com patamares moderados¹, as taxas médias de crescimento para países com dívida pública acima de aproximadamente 90% do PIB são cerca de 1% mais baixas do que o contrário. Os autores não encontram relação sistemática entre a manutenção de altos níveis de endividamento e a inflação para economias avançadas como um grupo, e, em mercados emergentes, a manutenção de níveis altos de dívida estão associados à inflação mais alta.

A contribuição de Reinhart e Rogoff (2010) distingue-se porque propôs a divisão do endividamento em níveis, para que se pudesse averiguar os efeitos não lineares, e levou diversos autores a também utilizar essa divisão na verificação dos efeitos do endividamento público.

Baum et al. (2013) investigam o impacto da dívida governamental sobre o crescimento do PIB *per capita* em 12 países da zona do euro, no período de 40 anos a partir de 1970. O modelo empírico foi baseado em um modelo de crescimento de uma equação de convergência condicional. Tal modelo associa a taxa de crescimento do PIB *per capita* ao nível inicial de renda *per capita*, à taxa de investimento e poupança em relação ao PIB, e ao crescimento populacional. Entre as variáveis de controle, incluem: 1. indicadores fiscais; 2. a taxa de juros real de longo prazo – a qual captura os efeitos do mix da política fiscal e monetária; 3. indicadores para abertura econômica e competitividade externa. Os resultados encontrados apontam para uma não linearidade do impacto da dívida no crescimento com um ponto de inflexão – a razão dívida/PIB passa a ter impactos negativos no crescimento de longo prazo quando atinge de 90% a 100% do PIB. Os intervalos de confiança para o ponto de inflexão da dívida sugerem que o efeito negativo no crescimento da dívida pode começar a partir de níveis de cerca de 70% a 80% do PIB. Os canais em que a dívida pública é considerada não linear para o crescimento de longo prazo são poupança privada, investimento público e fator de produtividade total.

1 Reinhart e Rogoff (2010) agrupam as observações anuais em quatro categorias, de acordo com a relação dívida/PIB: anos com níveis abaixo de 30% (dívida baixa); de 30% a 60% (dívida média); de 60% a 90% (elevada); e acima de 90% (muito elevada).

Afonso e Jalles (2013) desenvolvem uma análise a respeito do papel do endividamento público sobre a produtividade e o crescimento para um painel de 155 países, estimando equações de crescimento – os autores consideram possíveis não linearidades. Os resultados da estimação de painel dinâmico (*system GMM*) indicam a ocorrência de um efeito negativo da dívida sobre o crescimento. Para os países da OCDE, quanto maior a maturidade (estrutura temporal) da dívida, maior a taxa de crescimento. Os autores apontam as seguintes evidências: a crise financeira foi prejudicial para o crescimento econômico, a consolidação fiscal ajuda o crescimento e altos níveis de endividamento são favoráveis ao crescimento da produtividade total dos fatores.

Kourtellos et al. (2013) percebem as limitações na literatura conceitual e metodológica relacionada à heterogeneidade nos efeitos da dívida pública no crescimento. Ao levarem em conta o trabalho de Reinhart e Rogoff (2010) sobre quais níveis de dívida ocasionariam resultados negativos ao crescimento, constataram possíveis efeitos não lineares da dívida pública. Os autores buscam uma metodologia econométrica a qual permite lidar com a heterogeneidade dos parâmetros de maneira geral. Isso é feito por meio de uma regressão estrutural que inclui diferentes níveis (patamares) de dívida. Como metodologia empírica, os autores empregam uma regressão baseada no modelo aumentado de crescimento de Solow, com o intuito de explicar as variáveis utilizadas. É devido salientar que a variável dependente é o crescimento do PIB *per capita*, e a variável explicativa principal é a razão da dívida pelo PIB *per capita*. Outras variáveis/proxies utilizadas foram o crescimento populacional, investimento, grau de educação e renda inicial. Os dados empregados referem-se a um conjunto de dados em painel de 82 países, em períodos de dez anos, de 1980 a 1989, de 1990 a 1999 e de 2000 a 2009. A divisão dos períodos no trabalho foi adotada para lidar com efeitos de ciclo de negócios. Os resultados apontam para a existência de algumas evidências dos efeitos não lineares da dívida pública sobre o crescimento, e, além disso, o trabalho encontra evidência de que a relação entre dívida pública e crescimento pode ser mitigada pelo efeito das qualidades das instituições dos países.

Baum et al. (2013) investigam a relação entre dívida pública e crescimento econômico na área do euro. Para isso, utilizam como metodologia a análise de painel dinâmico com *threshold* (limites) para analisar o impacto não linear da dívida pública sobre o crescimento do PIB. Como amostra, foram utilizados 12 países da zona do euro no período de 1990 a 2010. Os resultados empíricos do trabalho apontam, no curto prazo, o impacto positivo da dívida no crescimento do PIB com significância estatística. Porém, esse efeito decresce para zero e perde significância estatística quando a relação dívida pública/PIB

atinge por volta de 67%. Para níveis altos de endividamento público (acima de 95% em relação ao PIB), o acréscimo de endividamento tem um impacto negativo na atividade econômica.

Zouhaier e Fatma (2014) estudaram os efeitos da dívida no crescimento econômico de 19 países em desenvolvimento no período de 1990 a 2011, por meio do modelo de dados em painel dinâmico. Como resultado, obtiveram coeficientes negativos e estatisticamente significantes tanto para a relação dívida externa/PIB como para a razão da dívida externa como porcentagem da renda nacional bruta, indicando que a dívida externa (nas suas duas medidas) tem impacto negativo sobre o crescimento.

Teles e Mussolini (2014) propõem um modelo teórico de crescimento endógeno com o intuito de demonstrar que o nível da relação dívida pública/PIB deve impactar negativamente os efeitos da política fiscal sobre o crescimento. Segundo os autores, o efeito ocorre devido ao endividamento do governo que extrai uma parcela da poupança para pagar juros sobre dívidas. Desse modo, o pagamento de juros da dívida requer um sistema de troca entre gerações, resultando em mudanças na taxa de poupança da economia. Futuramente haverá efeitos negativos para acumulação de capital, pois essas mudanças levam à diminuição do retorno marginal líquido do capital ou da poupança extraída da economia para financiar gastos públicos. As principais conclusões do modelo teórico foram verificadas usando modelos econométricos MQO e estimativas GMM. A abordagem dos autores aponta para a existência de efeitos previstos na literatura, como os efeitos não lineares das despesas produtivas no crescimento, em razão do tamanho da carga tributária ou da taxa de endividamento. Tais efeitos são negativos para a acumulação direta de capital, já que levam à diminuição dos retornos marginais líquidos de capital ou dos retornos da poupança extraída da economia para financiar gastos públicos.

Panizza e Presbitero (2014) argumentam que, apesar de resultados consistentes com os da literatura existente – que indicam uma correlação negativa entre dívida e crescimento –, a correlação não necessariamente implica causalidade. A relação entre dívida pública e crescimento econômico pode estar conectada ao baixo crescimento econômico. Dessa forma, Panizza e Presbitero (2014) propõem um novo estudo sobre a dívida pública, ao utilizarem uma nova variável instrumental para dívida pública e verificarem os efeitos causais da dívida pública sobre o crescimento econômico, já que os autores lidaram com o possível problema de endogenia. Sobre o argumento de que, na presença de dívida em moeda estrangeira e mudanças na taxa de câmbio de um país, haveria um impacto direto sobre a relação dívida/PIB, os autores coletaram

dados detalhados a respeito da composição da moeda (externa ou doméstica) da dívida pública; consequentemente, a partir dessa composição, foi possível ter uma medida mais acurada do grau da dívida pública. Ao utilizarem modelos com essa nova variável, os autores não encontraram relação causal dos efeitos da dívida pública no crescimento, porém, mesmo assim, eles não chegaram a um consenso.

Égert (2015), ao analisar o artigo de Reinhart e Rogoff (2010), utiliza uma variante do conjunto de dados – empregados por esses autores – para um teste econométrico formal, com o intuito de verificar se a dívida pública tem um efeito não linear negativo no crescimento se a razão dívida pública exceder 90% do PIB. Égert (2015) busca analisar a existência de *thresholds effects* (efeitos-limite), ou seja, o valor-limite da razão dívida/PIB a ser ultrapassado para gerar efeitos negativos. Para isso, vale-se de modelos com *thresholds* não lineares, cujos resultados divergem das evidências encontradas por Reinhart e Rogoff (2010), que encontraram poucas evidências a favor da relação não linear negativa entre dívida e crescimento, e, quando encontradas, a relação negativa acontece em níveis muito baixos da dívida pública (entre 20% e 60% do PIB). Os autores ainda argumentam que o valor-limite e a não linearidade da relação podem variar ao longo do tempo, entre países e as condições econômicas.

Com o aumento sem precedentes da dívida pública em consequência da recessão de 2007-2009, Woo e Kumar (2015) buscam examinar empiricamente os efeitos da dívida pública *inicial* no crescimento real *per capita* do PIB, no período subsequente, utilizando um painel com 38 economias avançadas e mercados emergentes com mais de cinco milhões de habitantes nas últimas quatro décadas (de 1970 a 2008). Para análise, os autores se valem de duas abordagens teóricas, tendo por base regressões de crescimento convencional e a chamada contabilidade do crescimento. A metodologia econômética empregada está na combinação de técnicas, como MQO agrupado, regressão robusta e análise de estimadores de efeitos fixos e regressões de modelos dinâmicos *system GMM* (SGMM). As variáveis escolhidas como conjunto básico de determinantes do crescimento foram: nível inicial real do PIB *per capita*, capital humano, tamanho inicial do governo, abertura comercial inicial, profundidade inicial do mercado financeiro, inflação inicial, taxa de crescimento dos termos de troca, uma medida de incidência de crises bancárias e déficit fiscal.

Woo e Kumar (2015) também encontram fortes evidências de uma relação inversa entre dívida inicial e subsequente crescimento, controlando outros determinantes do crescimento: em média, um aumento de 10 pontos percentuais na relação dívida/PIB inicial está associado a uma desaceleração do cres-

cimento real do PIB *per capita* de cerca de 0,2 ponto percentual por ano, com um impacto um pouco menor nas economias avançadas. Do ponto de vista contábil, foram encontradas evidências de que o efeito adverso reflete uma desaceleração na produtividade do trabalho decorrente da redução do investimento e do crescimento lento do estoque de capital por trabalhador.

Dentro da literatura, encontramos os desenvolvimentos de Eichengreen et al. (2019), que fazem uma retrospectiva dos motivos que levaram os governos a tomar cada vez mais empréstimo ao longo do tempo, como guerras, depressões e crises financeiras. Dentro dessa retrospectiva, apresentam episódios em que houve consolidações bem-sucedidas da dívida pública. Analisam também as circunstâncias econômicas e políticas – gestão da dívida – que tornaram possíveis esses episódios de consolidações bem-sucedidas. Permeou o debate sobre efeitos distintos da dívida pública o argumento de que, em tempos de estabilidade econômica, o aumento da dívida pública levaria a estímulos econômicos, entretanto, em períodos adversos (crises), seria responsável por colapsos bancários, crises inflacionárias e cambiais.

Uma vez sistematizada a revisão da literatura empírica, pode-se assimilar como lições gerais o fato de que a dívida pública tende a ter um efeito negativo sobre o crescimento (PIB), e, além disso, vários estudos destacam que existem os chamados efeitos não lineares, ou seja, para diferentes níveis e composições da dívida, o impacto sobre o crescimento (PIB) não pode ser considerado linear – no sentido de que mudanças em tais níveis e composições afetam, de forma não linear, o crescimento da economia.

2

DESCRÍÇÃO DOS DADOS E PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS

Nesta seção, apresentam-se os procedimentos metodológicos adotados. Primeiramente, indicam-se as variáveis utilizadas e faz-se a descrição dos dados (nomenclatura, unidade de medida, fontes e países utilizados). Em seguida, exibem-se as abordagens empíricas: os modelos utilizados (PMG ARDL) e a causalidade de Granger (no sentido convencional e de Dumitrescu-Hurlin).

■ 2.1 Descrição dos dados

Com o objetivo de analisar os efeitos da dívida pública no PIB real *per capita* e no *gap* do produto (PIB real *per capita*), por meio da abordagem de modelo Painel ARDL, utilizaremos uma base de dados anual, abrangendo um grupo de 56 países (ver Tabela 1), no período de 1994 a 2018.

Para estimação dos modelos, temos nossas principais variáveis dependentes: o PIB real *per capita* e o *gap* do produto (medido pelo componente cíclico do filtro Hodrick-Prescott). Vale dizer que a variável explicativa de interesse é a dívida pública. Foram escolhidas, também, as seguintes variáveis de controle: gasto do governo, taxa de investimento, capital humano, inflação, taxa de câmbio real efetiva, desenvolvimento financeiro e abertura comercial. As variáveis de controle foram escolhidas com base nas variáveis comumente utilizadas na literatura, com o objetivo de garantir uma boa especificação do modelo e a robustez nas estimativas. A seguir, apresentam-se as variáveis utilizadas:

- PIB real *per capita* (*pib*): Em US\$ constante. Uma das variáveis dependentes (Fonte: World Bank).
- *Gap* do produto (*gap*): Será obtido por meio do componente cíclico (desvio em relação à tendência) do PIB real *per capita* (em US\$ constante) utilizando o filtro de Hodrick-Prescott. A segunda variável dependente (Fonte: World Bank e estimação própria).
- Dívida pública (*divpib*): Porcentagem do PIB (Fonte: International Monetary Fund).
- Gasto do governo (*gpib*): Despesas de consumo final do governo geral (incluem-se todos os gastos correntes do governo com compras de bens e serviços). A variável porcentagem do PIB será utilizada para captar efeitos de disciplina fiscal (Fonte: World Bank).
- Taxa de investimento (*txinvest*): Formação bruta de capital fixo, como porcentagem do PIB (Fonte: World Bank).
- Capital humano (*escolaridade*): Número médio de anos de educação recebidos por pessoas com 25 anos ou mais. O maior grau de escolaridade tende a afetar positivamente as variáveis dependentes; na literatura, essa variável é conhecida por seus efeitos no desempenho econômico (Modelos de Crescimento com Capital Humano) (Fonte: Human Development Report Office).

- Inflação (*infl*): Medida pelo índice de preço ao consumidor em porcentagem. A variável tem por objetivo captar a chamada estabilidade macroeconômica (Fonte: World Bank e International Monetary Fund).
- Taxa de câmbio real e efetiva (*tcref*): Índice 2010 = 100, e o aumento (diminuição) está associado a apreciações (depreciações) cambiais (Fonte: Bank For International Settlements).
- Abertura comercial (*aberturacom*): É o volume de exportações mais importações, como porcentagem do PIB. O maior grau de abertura ao comércio internacional tende a afetar positivamente as variáveis dependentes (Fonte: World Bank).
- Desenvolvimento financeiro (*fd*): Índice para desenvolvimento financeiro que leva em conta uma combinação de profundidade (tamanho e liquidez dos mercados), acesso (capacidade de indivíduos e empresas de acessar recursos financeiros) e eficiência (capacidade das instituições de fornecer serviços financeiros a baixo custo e com receitas sustentáveis e o nível de atividade dos mercados de capitais). Valores maiores/menores indicam uma maior/menor integração e desenvolvimento do sistema financeiro (Svirydzenka, 2016)².

Tabela 1

Países selecionados

| | | | |
|----------------|---------------|---------------|------------------|
| África do Sul | Coreia do Sul | Irlanda | Polônia |
| Alemanha | Croácia | Islândia | Portugal |
| Argélia | Dinamarca | Israel | Reino Unido |
| Arábia Saudita | Eslaváquia | Itália | República Tcheca |
| Argentina | Eslavônia | Japão | România |
| Austrália | Espanha | Letônia | Rússia |
| Áustria | Estônia | Lituânia | Singapura |
| Bélgica | Filipinas | Luxemburgo | Suécia |
| Brasil | Finlândia | Malásia | Suíça |
| Bulgária | França | Malta | Tailândia |
| Canadá | Grécia | México | Turquia |
| Chile | Hong Kong | Noruega | |
| China | Hungria | Nova Zelândia | |
| Chipre | Índia | Países Baixos | |
| Colômbia | Indonésia | Peru | |

2 No “Apêndice”, ver Tabela 1A para as estatísticas descritivas.

■ 2.2 Modelos Autorregressivos de Defasagens Distribuídas (ARDL) para dados em painel – Pooled Mean Group (PMG)

A análise empírica a ser desenvolvida será baseada nos Modelos Autorregressivos de Defasagens Distribuídas (ARDL) aplicados à cointegração, como proposto por Pesaran e Shin (1999) e Pesaran, Shin e Smith (2001). A escolha deve-se à sua vantagem sobre os testes de cointegração em variáveis não estacionárias, dado que o modelo ARDL permite o diagnóstico de cointegração com um *mix* de variáveis estacionárias e não estacionárias, não podendo ser estimado caso todas as variáveis sejam estacionárias.

Pesaran et al. (1999) desenvolveram um modelo PMG (*Pooled Mean Group*) baseado em uma estrutura ARDL com análise de cointegração e aplicada a um conjunto de dados em painel. Os modelos PMG estimam os coeficientes de longo prazo, capturando o comportamento do agrupamento de restrições de homogeneidade, e os coeficientes de curto prazo, pela média entre os grupos usados, para obter médias dos coeficientes de correção de erro estimados e outros parâmetros de curto prazo (Pesaran et al., 1999).

Um modelo ARDL básico pode ser definido assim:

$$y_{it} = \sum_{j=1}^p \lambda_{ij}^* y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^q \delta_{ij}^* x_{i,t-j} + \mu_i + \epsilon_{it} \quad (1)$$

em que os períodos (em termos de quantidade) são identificados por $t = 1, 2, \dots, T$, e os grupos são identificados por $i = 1, 2, \dots, N$; x_{it} = vetores $k \times 1$ de variáveis explicativas para o grupo i ; μ_i = termo fixo de efeitos; λ_{ij}^* = escalar dos coeficientes relacionados a todas variáveis explicadas defasadas; e δ_{ij}^* = vetores coeficientes $k \times 1$.

A metodologia econométrica do modelo é capaz de manter informações importantes relacionadas às propriedades de curto e longo prazos do modelo. O modelo também permite que qualquer desequilíbrio de curto prazo seja um ajuste do processo para o equilíbrio em longo prazo. Os ajustes são feitos por meio do modelo de correção de erros (ECM). Isso ocorre quando se faz a reparametrização da Equação (1), permitindo encontrar a equação ECM:

$$\Delta(y)_{it} = \phi_{it}(y)_{i,t-1} + \beta'_i x_{it} + \sum_{j=1}^{p=1} \lambda_{ij}^* \Delta(y)_{i,t-j} + \sum_{j=0}^q \delta_{j=0}^{*'} \Delta(x)_{i,t-j} + \mu_i + \varepsilon_{it1} \quad (2)$$

em que: $\phi_{it} = -(1 - \sum_{j=1}^p \lambda_{ij}^*)$ é o termo de correção de erro para o i^{th} grupo; $\beta_i = \sum_i^q \delta_{ij}$ é o parâmetro de longo prazo para o i^{th} grupo; $\lambda_{ij}^* = - \sum_{m=j+1}^p \lambda_{im}$, $j = 1, 2, \dots, p-1$ e $\delta_{ij}^* = - \sum_{m=j+1}^p \lambda_{im}$, $j = 1, 2, \dots, q-1$.

■ 2.3 Causalidade de Granger

Por fim, serão empregados os testes de causalidade para os dados em painel. A análise de causalidade de Granger para os dados em painel para duas variáveis (y e x) pode ser representada pelas seguintes equações:

$$y_{i,t} = \alpha_{0,i} + \alpha_{1,i} y_{i,t-1} + \dots + \alpha_{k,i} y_{i,t-k} + \beta_{1,i} x_{i,t-1} + \dots + \beta_{k,i} x_{i,t-k} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$x_{i,t} = \alpha_{0,i} + \alpha_{1,i} x_{i,t-1} + \dots + \alpha_{k,i} x_{i,t-k} + \beta_{1,i} y_{i,t-1} + \dots + \beta_{k,i} y_{i,t-k} + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

em que t indica o período de tempo na dimensão do painel, enquanto i está associado à dimensão de *cross-section* (corte transversal).

As diferentes formas de testes de causalidade em painel diferenciam-se no suposto feito sobre a homogeneidade dos coeficientes entre as dimensões *cross-section* (países). Uma primeira abordagem é tratar os dados do painel como um grande conjunto de dados agrupados e, a partir de então, estimar o teste de causalidade de Granger de uma forma convencional, com a exceção de não deixar que dados de uma dimensão *cross-section* possam fazer parte dos valores defasados dos dados da próxima dimensão *cross-section* (país). Com isso, esse método assume que todos os coeficientes são os mesmos entre todas as dimensões *cross-section* (países), ou seja:

$$\alpha_{0,i} = \alpha_{0,j}, \alpha_{1,i} = \alpha_{1,j}, \dots, \alpha_{l,i} = \alpha_{l,j}, \forall i, j \quad (5)$$

$$\beta_{1,i} = \beta_{1,j}, \dots, \beta_{l,i} = \beta_{l,j} \forall i, j \quad (6)$$

Uma segunda abordagem utilizada por Dumitrescu e Hurlin (2012) adota o suposto diferente, isto é, permite que todos os coeficientes sejam diferentes entre as seções *cross-section* (países), o que pode ser representado pelas equações (7) e (8):

$$\alpha_{0,i} \neq \alpha_{0,j}, \alpha_{1,i} \neq \alpha_{1,j}, \dots, \alpha_{l,i} \neq \alpha_{l,j}, \forall i, j \quad (7)$$

$$\beta_{1,i} \neq \beta_{1,j}, \dots, \beta_{l,i} \neq \beta_{l,j} \forall i, j \quad (8)$$

Então é estimado individualmente o teste de causalidade de Granger para cada *cross-section*, e, ademais, calculamos a média individual dos testes, considerando uma significância estatística denominada \bar{W} – Statistic. Nesse caso, a hipótese nula é: y não causa homogeneamente x , e vice e versa.

■ 2.4 Especificações dos modelos

Como descrito anteriormente, os modelos fazem uso de duas variáveis dependentes – PIB real *per capita* (*pib*) e *gap* do produto (*gap*) – e têm como principal variável explicativa a dívida pública em relação ao PIB (*divpib*). As variáveis de controle a princípio são: gasto público em relação PIB (*gpib*), taxa de investimento (*txinvest*), taxa de câmbio real efetiva (*tcref*), capital humano (*escolaridade*) e inflação (*infl*). Assim, temos dois modelos especificados, chamados aqui de *baseline*, para o PIB e o *gap*:

- *Modelo 1: Gap* do produto (*gap*) – *infl* – (*baseline*).

Especificaram-se mais três modelos a partir de cada modelo *baseline*, com base na seguinte modificação: a variável inflação (*infl*) foi retirada do modelo, e, alternadamente, incluíram-se as variáveis taxa de câmbio real efetiva (*tcref*), uma *proxy* para abertura financeira (*fd*) (captando o grau de desenvolvimento financeiro) e uma variável para abertura comercial (*aberturacom*). Assim foram gerados os modelos 2 (para o PIB e o *gap*) com a substituição da variável *infl* pela variável *tcref*; os modelos 3, a partir da substituição da variável *infl* pela variável *fd*; e os modelos 4, por meio da substituição da variável *infl* pela variável *aberturacom*. Os modelos descritos são:

- *Modelo 2: PIB real per capita pib – tcref.*
- *Modelo 3: PIB real per capita pib – fd.*
- *Modelo 4: PIB real per capita pib – aberturacom.*
- *Modelo 2: Gap do produto gap – tcref.*
- *Modelo 3: Gap do produto gap – fd.*
- *Modelo 4: Gap do produto gap – aberturacom.*

Foram desenvolvidos testes de raiz unitária e de cointegração para cada modelo PMG ARDL estimado. A seleção das defasagens de cada modelo ARDL foi feita com base no critério de Akaike (AIC).

3

ESTIMAÇÕES E RESULTADOS

Inicialmente, realizaram-se os testes de raiz unitária para dados em painel conforme mostra a Tabela 2.

Tabela 2

Testes de raiz unitária das variáveis do painel

| | Levin-Lin-Chu | Breitung | ADF-Fisher | PP-Fisher | Im-Pesaran-Shin | Raiz unit. |
|--------------|---------------------|-------------------|--------------------|--------------------|---------------------|------------------|
| pib | -1.619 [0.052] | -0.161 [0.436] | 105.801 [0.647] | 51.434 [1.000] | 1.015 [0.845] | Não estacionário |
| gap | -2.512 [0.006] | -7.180 [0.000] | 228.835 [0.000] | 129.481 [0.123] | -6.958 [0.000] | Estacionário |
| divpib | -0.744 [0.228] | 0.4755 [0.682] | 151.437 [0.007] | 73.675 [0.998] | -0.942 [0.172] | Não estacionário |
| gpiib | -12.818 [0.000] | -2.375 [0.008] | 649.251 [0.000] | 641.447 [0.000] | -11.630 [0.000] | Estacionário |
| txinvest | -2.742 [0.003] | -2.377 [0.008] | 204.718 [0.000] | 99.271 [0.799] | -4.524 [0.000] | Estacionário |
| escolaridade | -0.471 [0.318] | 6.898 [1.000] | 112.150 [0.478] | 75.542 [0.996] | 1.985 [0.976] | Não estacionário |
| infl | -515.741 [0.000] | -1.729 [0.041] | 967.347 [0.000] | 1360.12 [0.000] | -121.273 [0.000] | Estacionário |
| tcref | -2.423 [0.007] | -0.766 [0.221] | 158.649 [0.002] | 94.3721 [0.885] | -1.871 [0.030] | Estacionário |
| fd | -1.430 [0.076] | 3.124 [0.991] | 121.063 [0.263] | 88.799 [0.948] | 0.0885 [0.535] | Não estacionário |
| aberturacom | -3.431 [0.000] | -3.372 [0.000] | 169.786 [0.000] | 147.307 [0.014] | -3.435 [0.000] | Estacionário |

Nota. Levin-Lin-Chu; Breitung (hipótese nula: raiz unitária – *common process*). Im-Pesaran-Shin; ADF-Fisher; PP-Fisher (hipótese nula: raiz unitária – *individual process*). Utilizou-se o critério de SIC (*Schwarz Info Criterion*) para a quantidade de defasagens. Os testes foram feitos em nível, incluindo intercepto e tendência.

O diagnóstico da estacionariedade foi feito por meio dos testes de Levin et al. (2002) e Breitung (2001), em processo comum, e pelos testes ADF (Dickey & Fuller, 1979), PP (Phillips & Perron, 1988) e IPS (Im et al., 2003), em que o processo é individual. Todos os testes têm como hipótese nula a presença de raiz unitária. A estimação do modelo PMG exige que pelo menos uma das variáveis seja não estacionária. Nesse caso, tanto a variável *pib* quanto a variável *divpib* são não estacionárias. Então, pode-se utilizar a metodologia PGM ARDL para os modelos do PIB e *gap*, dado que pelo menos uma variável é não estacionária.

Para verificar se há relação de cointegração (longo prazo) entre as variáveis especificadas, utilizaram-se os testes de cointegração em painel de Pedroni (1999). Com base nos resultados dos testes de cointegração de Pedroni, sistematizados na Tabela 3 (modelo do PIB), existe evidência de cointegração especialmente quando se consideram os testes *Panel PP* e *Panel ADF* para a estimativa *within*, e o *Group PP* e *Group ADF* para as estimativas *between*. O mesmo vale para os resultados da Tabela 4 quanto ao modelo do *gap*.

Tabela 3

Teste Pedroni de Cointegração – variável dependente: *pib*

| | Modelo 1 (infl) | Modelo 2 (tcref) | Modelo 3 (fd) | Modelo 4 (abertura com) |
|----------------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|----------------------------|
| <i>Within-Dimension</i> | | | | |
| <i>Panel v-Statistic</i> | -1.128 [0.870] | -1.171 [0.879] | 0.548 [0.291] | -1.261 [0.896] |
| <i>Panel rho-Statistic</i> | 4.156 [1.000] | 4.009 [1.000] | 3.018 [0.998] | 3.772 [0.999] |
| <i>Panel PP-Statistic</i> | 0.286 [0.612] | -1.335 [0.090] | -2.985 [0.001] | -0.384 [0.350] |
| <i>Panel ADF-Statistic</i> | -1.664 [0.048] | -2.842 [0.002] | -4.559 [0.000] | -1.866 [0.031] |
| <i>Between-Dimension</i> | | | | |
| <i>Group rho-Statistic</i> | 6.430 [1.000] | 6.587 [1.000] | 5.541 [1.000] | 6.341 [1.000] |
| <i>Group PP-Statistic</i> | -1.166 [0.121] | -3.288 [0.000] | -4.023 [0.000] | -0.417 [0.338] |
| <i>Group ADF-Statistic</i> | -3.060 [0.001] | -2.785 [0.002] | -5.676 [0.000] | -2.074 [0.019] |

Nota. p-valores entre colchetes. *Within-dimensions* com Estatística Ponderada (*Weighted Statistic*). Hipótese nula: não há cointegração. Testes feitos somente com intercepto.

Tabela 4

Teste Pedroni de Cointegração – variável dependente: gap

| | Modelo 1 (infl) | Modelo 2 (tcref) | Modelo 3 (fd) | Modelo 4 (abertura com) |
|----------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|----------------------------|
| <i>Within-Dimension</i> | | | | |
| <i>Panel v-Statistic</i> | -0.572 [0.716] | -2.594 [0.995] | -2.015 [0.978] | -1.610 [0.946] |
| <i>Panel rho-Statistic</i> | 3.522 [0.999] | 2.486 [0.993] | 2.821 [0.997] | 3.154 [0.999] |
| <i>Panel PP-Statistic</i> | -2.005 [0.022] | -5.419 [0.000] | -5.884 [0.000] | -3.025 [0.001] |
| <i>Panel ADF-Statistic</i> | -3.778 [0.000] | -6.881 [0.000] | -7.080 [0.000] | -4.874 [0.000] |
| <i>Between-Dimension</i> | | | | |
| <i>Group rho-Statistic</i> | 6.683 [1.000] | 6.227 [1.000] | 6.033 [1.000] | 6.402 [1.000] |
| <i>Group PP-Statistic</i> | -0.691 [0.244] | -2.991 [0.001] | -6.466 [0.000] | -1.000 [0.158] |
| <i>Group ADF-Statistic</i> | -3.166 [0.000] | -4.179 [0.000] | -7.071 [0.000] | -3.449 [0.000] |

Nota. p-valores entre colchetes. *Within-dimensions* com Estatística Ponderada (*Weighted Statistic*). Hipótese nula: não há cointegração. Testes feitos somente com intercepto.

A estimativa dos modelos PMG ARDL presentes na Tabela 5 apresenta os coeficientes estimados de longo prazo para a variável dependente *pib*. Em geral, todos os modelos apresentam significância estatística para o coeficiente *divpib*; enquanto os modelos 1 e 4 apresentam significância estatística para todos os coeficientes de longo prazo e ECM; já os modelos 2 e 3 não apresentam significância estatística apenas para os coeficientes de *escolaridade* e *gpib*, respectivamente. Como esperado, em todos os modelos, encontram-se efeitos negativos para a *divpib*, ou seja, altos (baixos) níveis de dívida pública tendem a comprometer (estimular) o PIB. Os mesmos efeitos negativos são encontrados para variável *gpib*. Em contrapartida, fora do esperado (modelo de Solow e Nova Teoria do Crescimento), foram os efeitos negativos encontrados nas variáveis *txinvest* para os modelos 1, 3 e 4. A variável de controle *escolaridade*, comumente, apresentou sinais positivos como indica a literatura. A variável de controle inflação no modelo 1 mostrou efeitos negativos sobre o *pib*.

Tabela 5

Painel ARDL Estimação de Longo e Curto (ECM) Prazo – variável dependente: *pib*

| | Modelo 1 | Modelo 2 | Modelo 3 | Modelo 4 |
|--|------------------------|------------------------|----------------------|------------------------|
| <i>divpib</i> | -83.418 [0.000] | -62.256 [0.000] | -164.158 [0.000] | -60.118 [0.000] |
| <i>gpib</i> | -170.886 [0.000] | -172.847 [0.000] | -38.155 [0.307] | -171.551 [0.000] |
| <i>txinvest</i> | -104.279 [0.000] | 146.432 [0.000] | -430.070 [0.000] | -198.560 [0.000] |
| <i>escolaridade</i> | -416.076 [0.000] | 69.457 [0.557] | 2481.901 [0.000] | 1819.902 [0.000] |
| <i>infl</i> | -36.854 [0.000] | | | |
| <i>tcref</i> | | -160.284 [0.000] | | |
| <i>fd</i> | | | -4925.313 [0.005] | |
| <i>aberturacom</i> | | | | 18.792 [0.000] |
| ARDL Lags | (1,2,2,2,2,2) | (2,1,1,1,1,1) | (2,2,2,2,2,2) | (2,1,1,1,1,1) |
| Especificação da tendência e do intercepto na equação de curto prazo | Tendência e intercepto | Tendência e intercepto | Intercepto | Tendência e intercepto |
| Máximo de lags da variável dependente | 1 | 2 | 2 | 2 |
| ECM (-1) | -0.168 [0.000] | -0.108 [0.000] | -0.040 [0.004] | -0.109 [0.000] |

Ainda na Tabela 5, o modelo 2 – o qual leva em consideração o câmbio real efetivo – demonstra que quanto maior for a valorização (desvalorização) real do câmbio, pior (melhor) será o efeito sobre o *pib*. Já a variável de controle, desenvolvimento financeiro (*fd*), exibe efeitos negativos; enquanto a abertura comercial, efeitos positivos para o PIB. Quando verificados os coeficientes de curto prazo, foram encontradas significâncias estatísticas da variação de *divpib* para todos os modelos do PIB; percebe-se, então, que os coeficientes estimados são todos negativos.

Quando se analisam os efeitos do ajustamento via ECM, nota-se que todos os coeficientes são estatisticamente significantes e com sinal negativo, confirmado uma estável relação de longo prazo entre as variáveis. Possuindo uma média de -0,106, ou seja, em média, 10,6% de uma perturbação de curto prazo, o ajustamento seria corrigido em torno de dez anos.

A Tabela 6 apresenta os coeficientes estimados de longo prazo para a variável dependente *gap*. Em geral, todos os modelos possuem significância estatística para o coeficiente *divpib* – exceto o modelo 3 –; enquanto os modelos 2 e 4 apresentam significância estatística para todos os coeficientes de longo prazo e ECM. Já os modelos 1 e 3 não apresentam significância estatística apenas para os coeficientes de *infl* e *escolaridade*, respectivamente.

Todas as estimativas para a *divpib* foram estatisticamente significativas e com sinais negativos; sendo assim, conclui-se que altos níveis (baixos) de dívida pública tendem a afetar negativamente (positivamente) o *gap* do produto. Os mesmos efeitos negativos são encontrados nos coeficientes de *gpib* para os modelos 1, 3 e 4. Esses três coeficientes são estatisticamente significativos.

Além disso, foram encontrados coeficientes positivos para *txinvest* em três dos quatro modelos (1, 3 e 4), demonstrando que a taxa de investimento tem efeitos positivos sobre o *gap* do produto (desvio da tendência). A variável de controle *escolaridade* apresentou sinais positivos para dois dos quatro modelos estimados (1 e 4), enquanto, em três dos quatro modelos, os coeficientes são estatisticamente significativos (1, 2 e 4). Para o modelo 2, o resultado (coeficiente negativo) não está de acordo com os supostos (Nova Teoria do Crescimento/modelos de capital humano). Quanto à variável taxa de câmbio real efetiva, o coeficiente estimado é positivo e estatisticamente significativo, indicando que quanto mais valorizada (desvalorizada) a taxa cambial real efetiva, maior (menor) o *gap* do produto. Quando se verificaram os coeficientes de curto prazo, foram encontradas significâncias estatísticas da variação da *divpib* para os modelos 1, 2 e 4 do *gap* do produto, destacando ainda que todos os coeficientes da mudança na dívida pública são negativos.

Tabela 6

Painel ARDL Estimação de Longo e Curto (ECM) Prazo – variável dependente: *gap*

| | Modelo 1 (<i>infl</i>) | Modelo 2 (<i>tcref</i>) | Modelo 3 (<i>fd</i>) | Modelo 4 (<i>aberturacom</i>) |
|--|------------------------------------|-------------------------------------|----------------------------------|---|
| <i>divpib</i> | -11.266 [0.000] | -9.035 [0.000] | 2.839 [0.075] | -8.183 [0.000] |
| <i>gpib</i> | -38.332 [0.000] | 57.239 [0.000] | -208.881 [0.000] | -19.315 [0.000] |
| <i>txinvest</i> | 33.147 [0.000] | 1.852 [0.388] | 69.602 [0.000] | 15.334 [0.000] |
| <i>escolaridade</i> | 210.269 [0.000] | -115.115 [0.000] | -3.362 [0.884] | 18.929 [0.000] |
| <i>infl</i> | 0.303 [0.905] | | | |
| <i>tcref</i> | | 18.002 [0.000] | | |
| <i>fd</i> | | | -1360.606 [0.000] | |
| <i>aberturacom</i> | | | | 4.398 [0.000] |
| ARDL Lags | (3,2,2,2,2,2) | (2,2,2,2,2,2) | (2,2,2,2,2,2) | (3,2,2,2,2,2) |
| Especificação da tendência e do intercepto na equação de curto prazo | Intercepto | Intercepto | Intercepto | Nenhum |
| Máximo de lags da variável dependente | 3 | 2 | 2 | 3 |
| ECM (-1) | -0.342 [0.000] | -0.174 [0.000] | -0.214 [0.000] | -0.197 [0.002] |

Nota. As estimativas dos diversos coeficientes de curto prazo, para todas as variáveis do modelo em primeira diferença, encontram-se sistematizadas no “Apêndice” para o *pib*. Média ECM (-1) = -0.231.

Para os efeitos do ajustamento via ECM, todos os coeficientes são estatisticamente significantes e com sinal negativo, confirmando uma relação estável de longo prazo entre as variáveis. Dessa vez, porém, possuindo um fator de correção de desvio de longo prazo mais rápido, equivalendo a 23,1% por mês. Comparando com a média dos modelos estimados para o PIB (ECM = 0,106), as evidências fornecidas pela correção de erro nas estimativas de curto prazo

dos modelos PMG ARDL indicam que o ajustamento em direção ao equilíbrio é mais rápido (lento) para o *gap* (*pib*), cuja diferença é de 23% para 10%, respectivamente.

Os dados da Tabela 7, para a causalidade de Granger no sentido convencional e na versão de Dumitrescu-Hurlin (DH), indicam causalidade de Granger no sentido convencional da dívida pública para o *gap*, em duas e três defasagens; enquanto, na versão de DH, há causalidade da dívida pública para o *pib* em todas as três defasagens.

Tabela 7

Teste de causalidade de Granger com 1, 2 e 3 defasagens

| Hipóteses | Defasagens | Causalidade Granger | Causalidade Dumitrescu-Hurlin | |
|----------------------------|------------|--------------------------|-------------------------------|-------------------------|
| | | F-Statistic | W-Stat. | Z-Stat. |
| <i>divpib</i> → <i>pib</i> | 1 | 1.434 [0.231] | 2.739 | 7.155 [0.000] |
| | 2 | 1.683 [0.186] | 4.958 | 7.829 [0.000] |
| | 3 | 1.791 [0.146] | 6.592 | 6.641 [0.000] |
| <i>divpib</i> → <i>gap</i> | 1 | 0.255 [0.613] | 0.871 | -1.039 [0.298] |
| | 2 | 10.917 [0.000] | 2.771 | 1.483 [0.137] |
| | 3 | 10.458 [0.000] | 4.248 | 1.628 [0.103] |

Nota. p-valores entre colchetes. Hipótese nula: não há causalidade.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente artigo teve como objetivo investigar o papel da dívida pública no PIB e no *gap* do produto, para uma amostra de 56 países, no período de 1994 a 2018, valendo-se de modelos PMG ARDL para dados em painel.

Uma vez sistematizada a revisão da literatura empírica, pode-se assimilar, como lições gerais, o fato de que a dívida pública tende a ter um efeito negativo sobre o crescimento (PIB); e, além disso, vários estudos destacam que existem os chamados efeitos não lineares, ou seja, para diferentes níveis e composição da dívida, o impacto sobre o crescimento (PIB) não pode ser considerado linear – no sentido de que mudanças em tais níveis e composições afetam de forma não linear o crescimento da economia.

Os resultados encontrados no trabalho a respeito da dívida pública indicam que os coeficientes de longo prazo, para os modelos do PIB, foram todos negativos, em outras palavras, altos (baixos) níveis de dívida pública tendem a comprometer (estimular) o PIB. Já para os modelos do *gap* do produto, a análise de longo prazo demonstra que todas as estimativas para a dívida pública foram estatisticamente significativas, com sinais negativos; sendo assim, observa-se que altos níveis (baixos) de dívida pública tendem a afetar negativamente (positivamente) o *gap* do produto.

Os coeficientes de curto prazo para os modelos do PIB possuem tanto sinal negativo quanto a ocorrência de significância estatística da variação da dívida pública para todos os modelos. Para os coeficientes de curto prazo dos modelos do *gap* do produto, a variação da dívida pública tem sinal negativo e com significância estatística para a maioria dos modelos.

Quanto às estimativas do modelo de correção de erro, cabe destacar que o ajustamento em direção ao equilíbrio é mais rápido (lento) para o *gap* (PIB), cuja diferença é de 23% para 10%, respectivamente.

Uma das lições – a serem assimiladas em termos de política com este trabalho – é que as diversas economias (avançadas ou em desenvolvimento/ emergentes) precisam saber gerenciar a evolução da dívida pública ao longo do tempo, pois ela (a dívida) tem efeitos negativos sobre o PIB e o *gap* do produto. O endividamento público pode ser utilizado em dados momentos como instrumento de captação de recursos e de estímulo aos investimentos públicos na economia; entretanto, cabe ainda salientar que uma trajetória muito elevada e recorrente tende a ter efeitos negativos sobre o PIB e o *gap* do produto.

PUBLIC DEBT, GDP, AND GDP GAP (1994-2018): PANEL ARDL MODELS

Abstract

The present work main goal is to investigate the role of public debt for the GDP and output gap for 56 countries from 1994 to 2018, using ARDL panel models. The empirical results indicate that the long run coefficients for the GDP models are all negative for the public debt, in other words. For the output gap models, the long run analysis indicates that all estimation for the public debt are statistically significant with negative coefficients. For the estimation of the error correction models, the adjustment towards the equilibrium is faster (slower) for the output gap (GDP). The short run estimated coefficients for the GDP models are all negative and significant for the change in public debt. The results indicate the existence of Granger causality from the public debt to output gap with two and three lags, and in the Dumitrescu-Hurlin version, the causality runs from the public debt to GDP.

Keywords: Panel data; PMG ARDL models; PIB; product gap; public debt.

Referências

- Afonso, A., & Jalles, J. T. (2013). Growth and productivity: The role of government debt. *International Review of Economics and Finance*, 25, 384-407.
- Aghion, P., & Marinescu, I. (2008). Cyclical budgetary policy and economic growth: What do we learn from OECD Panel Data? In D. Acemoglu, K. Rogoff, & M. Woodford, *NBER Macroeconomics Annual 2007* (Vol. 22, pp. 251-278). University of Chicago Press.
- Bank For International Settlements. (2025). *BIS Data Portal*. <https://data.bis.org>
- Baum, A., Checherita-Westpahl, C., & Rother, P. (2013). Debt and growth: New evidence for the euro area. *Journal International Money and Finance*, 32, 809-821.
- Breitung, J. (2001). The local power of some unit root tests for panel data. *Advances in Econometrics*, 15.
- Diamond, P. A. (1965). National debt in a neoclassical growth model. *American Economic Review*, 55(5), 1126-1150.

- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427-431.
- Dumitrescu E. I., & Hurlin, C. (2012). Testing for Granger non-causality in heterogeneous panels. *Economic Modelling*, 29(4), 1450-1460.
- Eberhardt, M., & Presbitero, A. F. (2015). Public debt and growth: Heterogeneity and non-linearity. *Journal of International Economics*, 97(1), 45-58.
- Égert, B. (2015). Public debt, economic growth and nonlinear effects: Myth or reality? *Journal of Macroeconomics*, 43, 226-238.
- Eichengreen, B., El-Ganainy, A., Esteves, R., & Mitchener, K. J. (2019). Public debt through the ages. *NBER Working Paper*, 25494.
- Im, K. S., Pesaran M., & Shin Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, 115, 53-74.
- International Monetary Fund. (2025). *IMF Data*. <https://data.imf.org/>
- Kourtellos, A., Stengos, T., & Tan, C. M. (2013). The effect of public debt on growth in multiple regimes. *Journal of Macroeconomics*, 38, 35-43.
- Levin, A., Lin, C., & Chu, C. J. (2002). Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite sample properties. *Journal of Econometrics*, 108(1), 1-24.
- Panizza, U., & Presbitero, A. F. (2014). Public debt and economic growth: Is there a causal effect? *Journal of Macroeconomics*, 41, 21-41.
- Pedroni, P. (1999). Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61, 653-670.
- Pesaran, M. H., & Shin, Y. (1999). An autoregressive distributed-lag modelling approach to cointegration analysis. In S. Strom (Ed.), *Econometrics and economic theory in the 20th century* (pp. 371-413). Cambridge University Press.
- Pesaran H. M., Shin, Y., & Smith, R. P. (1999). Pooled Mean Group estimation of dynamic heterogeneous panels. *Journal of the American Statistical Association*, 94, 621-634.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001) Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics* 16(3), 289-326. <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1002/jae.616>
- Phillips, P. C. B., & Perron, P. (1988). Testing for unit root in time series regression. *Biometrika*, 78, 335-346.
- Reinhart, C. M., & Rogoff, K. S. (2010). Growth in a time of debt. *American Economic Review*, 100, 573-578.

- Saint-Paul, G. (1992). Fiscal policy in an endogenous growth model. *Quarterly Journal of Economics*, 107(4), 1243-1259.
- Svirydzenka, K. (2016). Introducing a new broad-based index of financial development. *IMF Working Papers*, (005).
- Teles, V. K., & Mussolini, C. C. (2014). Public debt and the limits of fiscal policy to increase economic growth. *European Economic Review*, 66, 1-15.
- United Nations Development Programme. (2025). *Human Development Report*. <https://hdr.undp.org>
- Woo, J., & Kumar, M. S. (2015). Public debt and growth. *Economica*, 82, 705-739.
- World Bank. (2025). *World Development Indicators*. <https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators>
- Zouhaier, H., & Fatma, M. (2014). Debt and economic growth. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 4(2), 440-448.

APÊNDICE

Tabela 1A

Estatística Descritiva

| Variáveis | Média | Mediana | Máximo | Mínimo | Desvio padrão |
|--------------|----------|----------|----------|-----------|---------------|
| pib | 28411.45 | 26512.06 | 97864.2 | 2096.06 | 16543.23 |
| gap | -1.924 | -31.874 | 6827.562 | -6855.841 | 926.241 |
| divpib | 48.098 | 41 | 198.437 | 0.827 | 33.44 |
| gplib | 36.581 | 37.959 | 65.11 | 9.015 | 11.508 |
| txinvest | 23.109 | 22.349 | 45.689 | 4.493 | 5.134 |
| escolaridade | 10.074 | 10.4 | 14.1 | 3.4 | 2.142 |
| infl | 7.655 | 2.557 | 2075.888 | -4.478 | 64.237 |
| tcref | 97.302 | 98.138 | 275.801 | 45.372 | 17.934 |
| fd | 0.536 | 0.53 | 1 | 0.09 | 0.204 |
| aberturacom | 95.658 | 71.436 | 442.62 | 15.635 | 72.686 |

Fonte: Elaborada pelos autores por meio do software Eviews 10.

O EFEITO DA PANDEMIA DE COVID-19 NA VOLATILIDADE DO IBOVESPA: UMA ANÁLISE EMPÍRICA COM MODELOS ARCH

Arthur Henrique Pinheiro Néo

Bacharel em Ciências Econômicas pela Universidade do Estado do Rio Grande do Norte (Uern) e pós-graduando em Gestão Financeira: Controladoria, Auditória e Compliance da Fundação Getulio Vargas (FGV), mestrando em Economia Aplicada pelo Programa de Pós-Graduação em Economia (PPE) da Universidade do Estado do Rio Grande do Norte. Presidente da Liga de Investimentos InvestLab da Universidade Federal Rural do Semi-Árido (Ufersa). Consultor econômico-financeiro.

E-mail: arthurhpneo@gmail.com

 <https://orcid.org/0009-0009-1455-0496>

Fábio Lúcio Rodrigues

Bacharel em Ciências Econômicas pela Universidade do Estado do Rio Grande do Norte (Uern) e mestre e doutor em Economia Aplicada pela Universidade Federal da Paraíba (UFPB), com estágio pós-doutoral em Demografia na Universidade Federal do Rio Grande do Norte (UFRN). Professor do Departamento de Economia e do Programa de Pós-Graduação em Economia da Uern.

E-mail: prof.fabiolucio@gmail.com

 <https://orcid.org/0000-0001-5809-4044>



Este artigo está licenciado com uma Licença Creative Commons - Atribuição-NãoComercial 4.0 Internacional

Como citar este artigo: Néo, A. H. P., & Rodrigues, F. L. (2025). O efeito da pandemia de covid-19 na volatilidade do Ibovespa: Uma análise empírica com modelos ARCH. *Revista de Economia Mackenzie*, 22(1), 162-190. doi: 10.5935/1808-2785/rem.v22n1p.162-190

Recebido em: 31/10/2024

Aprovado em: 24/3/2025

Resumo

Como a pandemia de covid-19 influenciou a volatilidade dos retornos do Ibovespa em seus diferentes períodos? Para responder a essa questão, este estudo teve como objetivo investigar os efeitos de reação, persistência, alavancagem e assimetria na volatilidade dos retornos do Ibovespa, utilizando modelos de volatilidade condicional. Com dados diários do índice entre 2018 e 2023, a análise foi segmentada em quatro fases: pré-pandemia, primeiro e segundo anos da pandemia e pós-pandemia. Os resultados indicam que, no início da pandemia, o mercado demonstrou alta sensibilidade a choques negativos, enquanto o efeito de persistência na volatilidade foi mais acentuado no período pós-pandemia. A análise revela que momentos de crise aumentam a volatilidade e intensificam a reação negativa do mercado a choques adversos, apoiando estratégias no mercado financeiro voltadas à gestão de risco e à mitigação de perdas em cenários de incerteza.

Palavras-chave: Análise de volatilidade; choques de mercado; Ibovespa; pandemia de covid-19; volatilidade condicional.

Classificação JEL: C58, G01, G15.

INTRODUÇÃO

O mercado de capitais é um elemento fundamental para o desenvolvimento econômico de um país, facilitando a captação de recursos por empresas e governos para a realização de investimentos (Levine & Zervos, 1998). No contexto brasileiro, a B3 (Brasil Bolsa Balcão) é a principal instituição responsável pela intermediação de títulos e valores mobiliários, sendo um ator fundamental na economia nacional e global. Em 2017, a fusão entre a BM&FBovespa e a Cetip uniu esforços para fortalecer e expandir o mercado

financeiro brasileiro, criando um ambiente mais competitivo e transparente (B3, 2021).

Conforme apontado por Levine e Zervos (1998), o tamanho e a atividade do mercado de capitais de um país estão diretamente relacionados ao seu desenvolvimento econômico, já que esse mercado promove a criação de empresas e o crescimento empresarial. Além disso, o mercado de capitais tem um papel importante na atração de investimento estrangeiro, que traz ao país não só capital, mas também tecnologias que podem alavancar setores estratégicos (Bekaert & Harvey, 2000).

O Ibovespa, principal índice da B3, é um dos mais importantes indicadores econômicos do país, refletindo o desempenho das ações mais negociadas. Ele serve de referência tanto para investidores quanto para gestores de portfólios que utilizam o índice para avaliar o mercado e tomar decisões de investimento (Fortuna, 2019; Assaf Neto, 2021). A metodologia de composição do Ibovespa é baseada em critérios de liquidez, volume financeiro e ativos em circulação, e é revisada periodicamente para refletir as mudanças na dinâmica do mercado (Castro et al., 2019).

Em períodos de crise, como o da pandemia de covid-19, o mercado financeiro é particularmente suscetível a choques externos, o que acarreta maior volatilidade nos preços dos ativos. A volatilidade, definida como a intensidade das flutuações nos preços de ativos, é um fator fundamental na análise de risco e retorno dos investimentos (Ross et al., 2015). Modelos econométricos, como os da família *Autoregressive Conditional Heteroskedasticity* (ARCH), têm sido amplamente utilizados para capturar os efeitos de volatilidade, como reação, persistência, assimetria e alavancagem, permitindo uma análise mais robusta dos mercados financeiros em períodos de incerteza (Engle, 1982).

Nesse sentido, o presente estudo tem como objetivo investigar a volatilidade do índice Ibovespa no período de 2018 a 2023, com foco nos efeitos da pandemia de covid-19. O estudo é dividido em quatro fases: pré-pandemia (2018-2019), primeiro ano pandêmico (2020), segundo ano pandêmico (2021) e pós-pandemia (2022-2023). Serão analisados os efeitos de reação, persistência, assimetria e alavancagem ao longo desses períodos, utilizando modelos da família ARCH. Essa análise pode contribuir para uma melhor compreensão das dinâmicas do mercado financeiro brasileiro e fornecer informações relevantes para investidores e formuladores de políticas públicas.

1

REVISÃO DE LITERATURA

A volatilidade é um conceito central em estudos de mercado financeiro, sendo frequentemente definida como a magnitude das variações nos preços dos ativos ao longo do tempo. De acordo com Ross et al. (2015), a volatilidade representa um dos principais componentes do risco, afetando diretamente o retorno esperado pelos investidores. Diversos modelos econométricos têm sido desenvolvidos para capturar a volatilidade dos mercados, destacando-se a família de modelos ARCH, proposta por Engle (1982). Esses modelos têm como principal característica a capacidade de modelar a variância condicional dos retornos ao longo do tempo, sendo particularmente úteis para capturar os efeitos de choques nos mercados.

O estudo de Engle (1982) inaugurou uma nova abordagem na análise da volatilidade ao propor que a variância dos retornos poderia ser modelada de forma condicional, permitindo observar que a volatilidade não é constante, mas se ajusta a eventos de mercado. A partir dessa descoberta, diversos estudos passaram a explorar a aplicação desses modelos em mercados emergentes, como o brasileiro, para entender melhor as variações na volatilidade em momentos de crise ou mudanças econômicas significativas.

No Brasil, o Ibovespa, principal índice da bolsa de valores, tem sido amplamente estudado devido à sua relevância como indicador do desempenho das ações mais negociadas no mercado. O índice reflete as condições macroeconômicas do país e é frequentemente utilizado como parâmetro por investidores e gestores de fundos (Fortuna, 2019; Assaf Neto, 2021).

Pesquisas anteriores já exploraram a volatilidade do Ibovespa em diferentes contextos econômicos. Maciel et al. (2012) analisaram as flutuações do índice durante crises políticas e econômicas, utilizando modelos ARCH e GARCH para capturar a persistência da volatilidade. Os autores concluíram que eventos como a crise do *subprime* e as eleições presidenciais tiveram impactos significativos na volatilidade do índice, demonstrando que o mercado financeiro brasileiro é sensível a choques externos e internos.

Outro estudo relevante é o de Bekaert e Harvey (2000), que examinaram a volatilidade de mercados emergentes, incluindo o Brasil. Eles mostraram que a volatilidade nesses mercados tende a ser mais pronunciada do que em mercados desenvolvidos, devido à instabilidade política e econômica. Além disso,

eventos externos, como crises financeiras globais, impactam fortemente a dinâmica da volatilidade do Ibovespa.

Modelos da família ARCH foram amplamente utilizados para estudar a volatilidade do Ibovespa em períodos de crise. Silva (2020) utilizou variações desses modelos para investigar, entre outros choques, os efeitos da crise financeira de 2008 no Ibovespa, concluindo que a volatilidade aumentou significativamente durante o colapso financeiro global, mas retornou a níveis normais à medida que a crise foi controlada.

A crise econômica de 2015-2016 no Brasil também gerou estudos que aplicaram os modelos ARCH para medir a volatilidade do Ibovespa. Por exemplo, Lima et al. (2021) analisaram como a incerteza política e econômica decorrente do processo de *impeachment* da presidente Dilma Rousseff afetou a volatilidade do mercado. Eles descobriram que, durante períodos de incerteza política, a volatilidade do Ibovespa tende a ser mais alta e a persistir por mais tempo, o que resulta em maiores riscos para os investidores.

Além dos impactos generalizados, a volatilidade do Ibovespa afeta de maneira distinta diferentes setores do mercado. Estudos como o de Arévalo et al. (2023) analisaram a volatilidade setorial, identificando que setores mais sensíveis a mudanças nas políticas governamentais, como o de energia e infraestrutura, tendem a apresentar maiores variações nos preços de suas ações. A literatura aponta, portanto, que a volatilidade não é homogênea e que os impactos variam conforme o setor e o tipo de ativo analisado.

Eventos extremos, como crises econômicas ou políticas, são frequentemente mencionados como gatilhos de volatilidade. Contudo, há uma escassez de estudos que focam o impacto de pandemias ou crises de saúde global sobre a volatilidade do mercado financeiro. Embora algumas pesquisas tenham sido realizadas sobre os impactos econômicos de crises anteriores, como a Sars e o H1N1, poucos estudos se concentraram na análise empírica de como pandemias afetam a volatilidade de índices como o Ibovespa (Bhuyan et al., 2010; David et al., 2021).

A pandemia de covid-19 trouxe uma nova realidade ao mercado financeiro global, incluindo o mercado brasileiro. No entanto, apesar de a crise ter sido amplamente estudada sob a ótica dos impactos econômicos gerais, como o desemprego e a desaceleração do crescimento econômico, há uma lacuna significativa na literatura quanto à análise empírica da volatilidade do Ibovespa durante esse período.

Estudos preliminares, como o de Porsse et al. (2020), exploraram os impactos econômicos gerais da pandemia no Brasil, mas o foco desses trabalhos tem sido a retração econômica e o aumento das desigualdades, em vez da volatilidade do mercado de ações. Modelos de previsão da volatilidade durante a pandemia são escassos e poucos aplicaram abordagens econometrísticas, como os modelos ARCH e suas variações, para investigar o comportamento do Ibovespa nesse contexto específico.

Diversos estudos abordaram a volatilidade do Ibovespa em diferentes contextos, como crises econômicas e políticas, utilizando modelos econometríticos avançados. No entanto, ainda há uma lacuna significativa no que diz respeito aos efeitos da pandemia de covid-19 sobre a volatilidade do índice. Este estudo se propõe a preencher essa lacuna, oferecendo uma contribuição empírica para o campo da economia financeira no Brasil.

2

PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS

Os dados utilizados neste estudo foram coletados a partir da B3, com o auxílio da plataforma Yahoo Finance. A base de dados abrange informações diárias do índice Ibovespa para o período de 1º de janeiro de 2018 a 31 de dezembro de 2023. Esse intervalo foi escolhido para proporcionar uma análise abrangente dos efeitos da pandemia de covid-19 sobre a volatilidade do índice, considerando diferentes fases do contexto pandêmico e pós-pandêmico.

O período compreende quatro fases distintas do comportamento do mercado financeiro: o período pré-pandemia (2018-2019), o primeiro ano da pandemia (2020), o segundo ano da pandemia (2021) e o período pós-pandemia (2022-2023). A inclusão dos dois anos de pandemia permite avaliar os impactos iniciais e subsequentes da crise sanitária global sobre o Ibovespa, enquanto o período pós-pandemia oferece uma perspectiva sobre a recuperação e estabilização do mercado. A descrição detalhada de cada fase está sintetizada na Tabela 1, que apresenta os períodos analisados, com suas respectivas justificativas para a escolha desses intervalos temporais.

Tabela 1

Descrição dos períodos analisados para a volatilidade do Ibovespa

| Período | Intervalo de análise | Justificativa |
|--------------------------|------------------------|---|
| Pré-pandemia | 1º/1/2018 – 31/12/2019 | Analizar o comportamento do Ibovespa em um cenário de normalidade econômica, anterior à crise sanitária. |
| Primeiro ano da pandemia | 1º/1/2020 – 31/12/2020 | Avaliar o impacto inicial e as reações imediatas do mercado financeiro ao choque causado pela pandemia. |
| Segundo ano da pandemia | 1º/1/2021 – 31/12/2021 | Examinar a dinâmica do mercado em um contexto de adaptação gradual, marcado pela vacinação e reabertura. |
| Pós-pandemia | 1º/1/2022 – 31/12/2023 | Avaliar o processo de recuperação do mercado e a estabilização pós-crise, identificando novas tendências de volatilidade. |

Fonte: Elaborada pelos autores.

A segmentação temporal descrita na Tabela 1 busca observar como o mercado reagiu ao longo de cada fase, capturando comportamentos importantes da volatilidade no Ibovespa durante e após a pandemia.

Para realizar a análise do comportamento do índice Ibovespa ao longo dos períodos selecionados, foram utilizados os valores ajustados. Conforme destacado por Assaf Neto (2021), o valor ajustado representa o preço original de um ativo, título ou índice, corrigido por eventos corporativos, como desdobramentos, dividendos ou fatores econômicos. Essa correção reflete o valor justo do ativo de forma mais precisa, eliminando possíveis distorções nos dados.

Após essa correção, os valores ajustados foram transformados em log-retornos, que são calculados com base no logaritmo natural da diferença entre o preço final e o preço inicial do ativo em dois períodos consecutivos. Matematicamente, essa transformação é representada pela seguinte fórmula:

$$r_t = \ln(P_t) - \ln(P_{t-1}) \quad (1)$$

De acordo com Tsay (2005), a transformação de retornos simples para log-retornos é amplamente recomendada, pois aproxima a distribuição dos retornos de uma distribuição normal, facilitando a aplicação de diversas técnicas estatísticas. Além disso, essa transformação frequentemente resulta em

séries temporais estacionárias, uma característica fundamental para modelagem econométrica e previsão. A estacionariedade é essencial para garantir que as propriedades estatísticas dos dados, como a média e a variância, permanecem constantes ao longo do tempo, o que torna o comportamento dos ativos mais previsível.

Outro ponto relevante é que a volatilidade dos log-retornos é geralmente mais simples de modelar e prever do que a volatilidade dos retornos simples, particularmente em períodos marcados por grandes flutuações, como os ocasionados pela pandemia de covid-19.

Para modelar a volatilidade condicional do Ibovespa, são utilizados modelos da família ARCH e suas variantes, como o *Generalized ARCH* (GARCH), o *Exponential GARCH* (EGARCH) e o *Threshold GARCH* (TGARCH). Esses modelos permitem capturar a volatilidade ao longo do tempo e identificar padrões como reação, persistência, alavancagem e assimetria, relacionados às flutuações no índice.

O modelo ARCH, proposto por Engle (1982), assume que a variância dos erros de um modelo de séries temporais depende dos erros passados. A variância condicional (σ_t^2) é estimada com base nos erros anteriores (ϵ_{t-i}), o que fornece uma medida de volatilidade para cada ponto no tempo. A equação básica do ARCH é dada por:

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^q \alpha_i \epsilon_{t-i}^2 \quad (2)$$

Onde $\omega > 0$ é uma constante e $\alpha_i \geq 0$ são os coeficientes dos erros passados. A soma dos coeficientes α_i deve ser menor que 1 para garantir que a série seja estacionária, ou seja, que a variância permaneça dentro de limites controlados ao longo do tempo. No entanto, uma limitação do ARCH é a necessidade de incluir muitas defasagens de erros passados, o que pode levar a um modelo com muitos parâmetros, difícil de interpretar e com potencial sobreajuste (Bueno, 2011).

O efeito de reação refere-se à rapidez com que a volatilidade responde a novos choques. No modelo ARCH, esse efeito é capturado pelo coeficiente α_i , que mede como a volatilidade responde a variações nos retornos passados. Quanto maior for α_i , maior será a resposta da volatilidade a novos eventos.

Por sua vez, a persistência da volatilidade descreve quanto tempo ela permanece elevada após um choque. Esse efeito é mais bem capturado no modelo GARCH, que, além de considerar os erros passados, também inclui as variâncias passadas na equação da variância condicional. A equação do GARCH é dada por:

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2 \quad (3)$$

Na Equação (3), a soma dos coeficientes α_i e β_j indica o grau de persistência da volatilidade. Um valor alto dessa soma implica que um choque terá efeitos de longo prazo na volatilidade, enquanto valores mais baixos indicam que a volatilidade retornará mais rapidamente aos níveis normais (Bueno, 2011).

No entanto, os modelos ARCH e GARCH assumem que choques positivos e negativos têm o mesmo impacto na volatilidade, o que muitas vezes não reflete a realidade dos mercados financeiros. Nos mercados, choques negativos (como quedas no preço de ativos) tendem a aumentar a volatilidade mais do que choques positivos de mesma magnitude. Esse fenômeno é conhecido como efeito de alavancagem e é capturado de forma mais eficaz pelo modelo EGARCH. O EGARCH modela o logaritmo da variância condicional, o que permite que choques positivos e negativos tenham impactos diferentes. A equação do EGARCH é dada por:

$$\ln(\sigma_t^2) = \omega + \sum_{j=1}^p \beta_j \ln(\sigma_{t-j}^2) + \sum_{i=1}^q \alpha_i \left(\frac{\varepsilon_{t-i}}{\sigma_{t-i}} \right) + \sum_{k=1}^r \gamma_k \left(\frac{\varepsilon_{t-i}}{\sigma_{t-i}} \right)^2 \quad (4)$$

Na Expressão (4), o coeficiente γ_k ajusta a assimetria dos impactos dos choques. Se γ_k for negativo, o modelo capturará o efeito de alavancagem, indicando que choques negativos têm um impacto maior na volatilidade do que choques positivos. A assimetria, por sua vez, ocorre quando há diferenças nos impactos de choques positivos e negativos na volatilidade, e é representada por esses coeficientes assimétricos.

Finalmente, o modelo TGARCH foi desenvolvido para capturar diretamente o efeito de alavancagem. Nesse modelo, é introduzido um componente de limiar na equação da variância condicional, o que permite que choques negativos e positivos sejam tratados de forma diferente. A equação do TGARCH é dada por:

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{k=1}^r \gamma_k d_{(\varepsilon_{t-k} < 0)} \varepsilon_{t-k}^2 \quad (5)$$

Em (5), $d_{(\varepsilon_{t-k} < 0)}$ é uma variável *dummy* que assume valor 1 quando ocorre um choque negativo e 0 para choques positivos. O coeficiente γ_k captura o impacto adicional dos choques negativos na volatilidade, permitindo que o modelo se ajuste melhor às dinâmicas observadas nos mercados financeiros, onde notícias ruins tendem a aumentar a volatilidade de maneira mais acentuada (Bueno, 2011).

Em síntese, neste estudo pretende-se identificar os possíveis efeitos de reação, persistência, alavancagem e assimetria no comportamento do Ibovespa durante a pandemia de covid-19. Os efeitos de reação referem-se à resposta imediata do Ibovespa a choques inesperados, como os eventos provocados pela pandemia, em que o mercado reage rapidamente às mudanças no cenário econômico. A persistência trata do tempo durante o qual a volatilidade permanece elevada após um choque, como as incertezas prolongadas causadas pela crise sanitária.

O efeito de alavancagem relaciona-se ao fato de que quedas bruscas no índice, típicas em períodos de crise, tendem a aumentar a volatilidade de forma mais acentuada do que aumentos de preços de magnitude semelhante. Por fim, a assimetria refere-se à diferença de impacto entre choques positivos e negativos, já que, no contexto da pandemia, choques negativos geralmente elevam mais a volatilidade do que os positivos (Rodrigues, 2020).

3

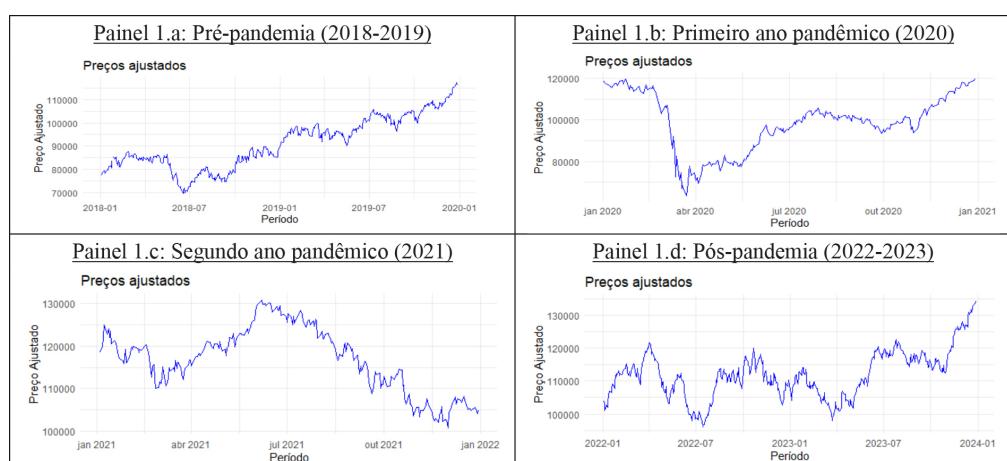
APRESENTAÇÃO E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

A presente pesquisa se propõe a identificar e analisar os possíveis efeitos de reação, persistência, alavancagem e assimetria no comportamento da volatilidade do índice Ibovespa durante os diferentes períodos da pandemia de covid-19. São utilizados modelos econométricos da família ARCH para capturar a dinâmica da volatilidade condicional e compreender como o índice respondeu a choques associados à pandemia. Nesta seção, serão apresentados os resultados obtidos a partir da aplicação dos modelos, destacando-se os principais padrões observados em cada um dos períodos analisados.

Os gráficos da Figura 1 mostram a evolução da série temporal dos preços ajustados do índice Ibovespa no período de 1º de janeiro de 2018 a 31 de dezembro de 2023. Para facilitar a análise, os dados foram divididos em quatro intervalos distintos: pré-pandemia, primeiro ano pandêmico, segundo ano pandêmico e pós-pandemia. Cada gráfico cobre um desses períodos específicos, com dados diários, o que permite observar a evolução do índice ao longo do tempo e as flutuações que ocorreram em cada uma dessas fases.

Figura 1

Evolução dos preços ajustados do índice Ibovespa (2018-2023)



Fonte: Elaborada pelos autores.

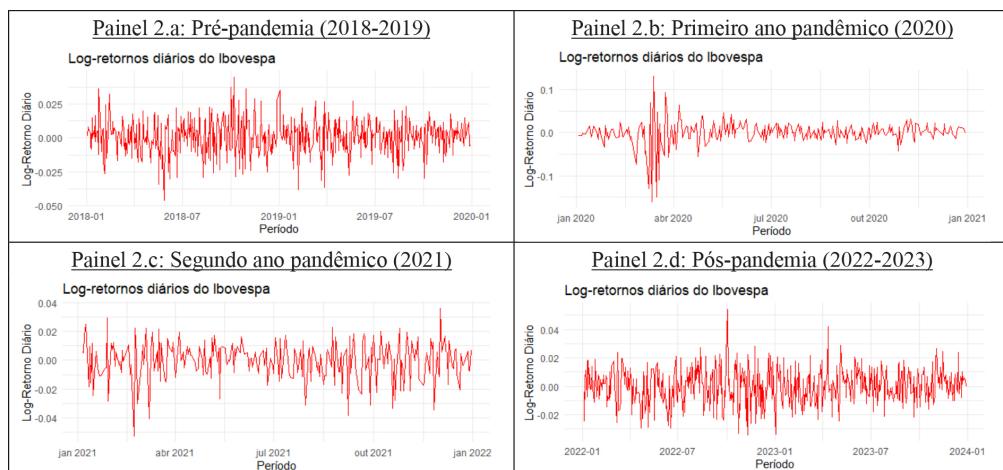
A Figura 1 mostra que, durante o período pré-pandemia, houve uma tendência de alta gradual ao longo do tempo, com algumas oscilações, destacando-se uma queda acentuada no meio de 2018. No entanto, o índice recuperou-se e atingiu patamares mais elevados ao final do período. É possível identificar ciclos de alta e baixa de curta duração, com o índice oscilando em torno da tendência de crescimento.

No primeiro ano da pandemia, a tendência de alta foi abruptamente interrompida por uma forte queda em meados de março de 2020, início da crise sanitária no Brasil. Após essa queda, observou-se uma rápida recuperação, com o índice voltando aos níveis pré-pandêmicos do período anterior. No segundo ano da pandemia, o comportamento do Ibovespa tornou-se mais volátil, oscilando entre altas e baixas, com um pico no meio de 2021, seguido por uma queda acentuada até o final do ano. Por fim, no período pós-pandemia, o índice não apresentou uma tendência clara, com muitas oscilações ao longo do tempo. No entanto, há sinais de uma leve tendência de alta ao final do período analisado.

A Figura 2 apresenta os log-retornos diários do Ibovespa, uma medida que expressa a variação percentual do índice de forma contínua. O uso dos log-retornos facilita a análise estatística e a comparação entre os diferentes períodos, proporcionando uma visão mais precisa das flutuações do índice ao longo do tempo.

Figura 2

Log-retornos diários do índice Ibovespa (2018-2023)



Fonte: Elaborada pelos autores.

Ao longo do período pré-pandemia, entre 2018 e 2019, foram registradas 494 observações. Os log-retornos diários do Ibovespa, apresentados no painel 2.a, oscilaram em torno de zero, com picos positivos e negativos que indicam volatilidade, refletindo dias de ganhos e perdas. No entanto, a maior parte dos retornos concentrou-se em uma faixa entre -0,025 e 0,025, sugerindo que as variações diárias foram relativamente pequenas durante a maior parte desse período.

No primeiro ano pandêmico, em 2020, foram analisadas 247 observações. O painel 2.b mostra uma alta volatilidade especialmente em meados de março, quando os retornos variaram de -0,1 a 0,1. Esse comportamento reflete a incerteza e a rápida mudança de expectativas dos investidores quanto aos impactos da pandemia na economia. Ao final desse período, a média dos log-retornos aproxima-se de zero. No segundo ano pandêmico, conforme ilustrado no painel 2.c, foram observadas 246 variações ao longo do ano, com oscilações mais acentuadas, situando-se entre aproximadamente -0,04 e 0,2, indicando uma volatilidade significativa durante o período. Por fim, no período pós-pandemia, apresentado no painel 2.d, foram registradas 497 observações. Durante esse período, os log-retornos do Ibovespa continuaram a exibir alta volatilidade, refletindo as incertezas e oscilações características do cenário econômico pós-crise.

A Tabela 2 apresenta as estatísticas descritivas do índice Ibovespa para os quatro períodos de análise.

Tabela 2

Estatísticas descritivas dos retornos diários do índice Ibovespa em diferentes períodos (2018-2023)

| Períodos | Média | Mediana | Variância | Desvio padrão |
|--------------------------|----------|---------|-----------|---------------|
| Pré-pandemia | 0,0008 | 0,0010 | 0,0001 | 0,0127 |
| Primeiro ano da pandemia | 0,0025 | 0,0005 | 0,0008 | 0,0287 |
| Segundo ano da pandemia | - 0,0005 | 0,0006 | 0,0001 | 0,0132 |
| Pós-pandemia | 0,0005 | 0,0002 | 0,0001 | 0,0121 |

Fonte: Elaborada pelos autores.

Os resultados da Tabela 2 mostram que, no período pré-pandemia, o retorno médio diário do Ibovespa foi de aproximadamente 0,0008, com um desvio padrão de 0,0127, o que indica um nível moderado de volatilidade. Esse desvio padrão reflete variações relativamente controladas nos retornos durante esse período de normalidade econômica. No primeiro ano da pandemia, a média dos retornos diárias foi positiva, em torno de 0,0025. No entanto, o desvio padrão aumentou para 0,0287, o que indica uma volatilidade significativamente maior em comparação ao período anterior, refletindo as incertezas e turbulências causadas pela crise sanitária e suas consequências econômicas.

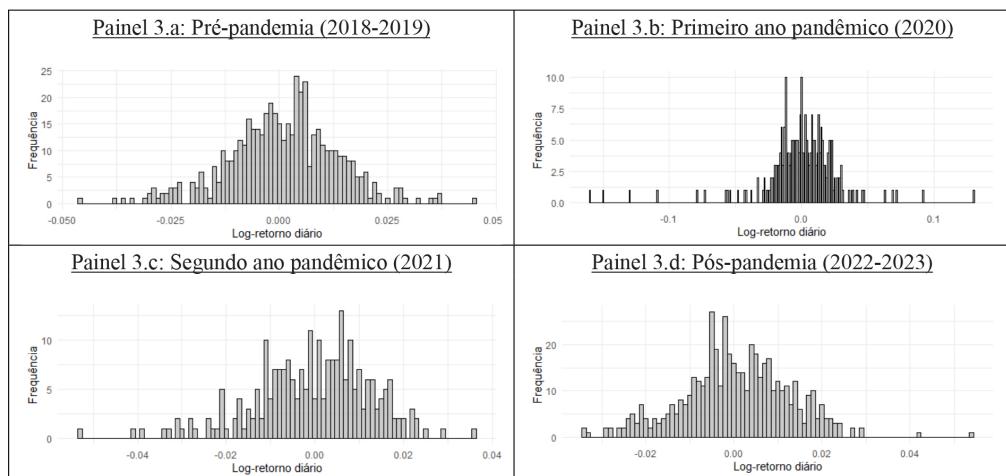
Durante o segundo ano da pandemia, a média dos retornos diárias apresentou uma leve tendência negativa, em torno de -0,0005, sugerindo uma fase de maior instabilidade. O desvio padrão desse período foi de 0,0132, indicando que, apesar da volatilidade ainda presente, o nível de variação foi mais moderado em comparação ao primeiro ano pandêmico.

No período pós-pandemia, o retorno médio diário voltou a ser positivo, em torno de 0,0005. O desvio padrão foi de 0,0121, evidenciando um nível moderado de volatilidade, semelhante ao período pré-pandemia, sugerindo uma certa estabilização do mercado após os principais choques provocados pela pandemia.

A Figura 3 apresenta o histograma dos log-retornos diárias do índice Ibovespa nos quatro períodos analisados. Observa-se que a distribuição dos log-retornos varia significativamente entre os períodos pandêmicos e não pandêmicos, refletindo a dinâmica do mercado em diferentes cenários econômicos.

Figura 3

Histograma dos log-retornos diários do índice Ibovespa em diferentes períodos (2018-2023)



Fonte: Elaborada pelos autores.

Nos períodos pré-pandêmico (2018-2019) e pós-pandêmico (2022-2023), a distribuição dos log-retornos aproxima-se de uma distribuição normal, o que sugere um mercado operando em condições mais estáveis. Nesses períodos, os retornos diários flutuam em torno de uma média com desvios relativamente previsíveis, o que é típico de mercados com fluxo de informações eficiente e investidores reagindo de maneira racional às mudanças.

Em contraste, nos períodos pandêmicos (2020-2021), a distribuição dos log-retornos se afasta da normalidade, evidenciando um aumento significativo na volatilidade e incerteza no mercado. A pandemia, sendo um evento sem precedentes na economia global, provocou grandes oscilações nos preços dos ativos e retornos dos investimentos, refletindo as profundas incertezas econômicas e sanitárias que afetaram o comportamento dos investidores.

Para todos os modelos da família ARCH, foi ajustado previamente um modelo Autorregressivo Integrado de Média Móvel (*Autoregressive Integrated Moving Average* –ARIMA). O uso de um modelo ARIMA ajuda a modelar e remover a autocorrelação presente nos dados, o que é fundamental, pois o

modelo ARCH assume que os resíduos são exclusivamente heterocedásticos (variância condicional variável) e não autocorrelacionados.

Ao combinar ARIMA com ARCH, é possível capturar tanto os padrões de comportamento na média da série (nível) quanto as variações na volatilidade (variância). Isso resulta em previsões mais precisas, especialmente em séries temporais financeiras, em que a volatilidade pode mudar drasticamente ao longo do tempo. Esse ajuste é particularmente útil em situações como a análise do Ibovespa durante a pandemia, em que as condições do mercado flutuaram de forma significativa. A Tabela 3 apresenta os resultados detalhados para o período pré-pandemia.

Tabela 3

Estimativas das variâncias condicionais do Ibovespa no período pré-pandemia (2018-2019)

| Especificações | | Estimativas | | | |
|--|--|-----------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|
| Média | | ARMA (0,0) | | | |
| AR (0) | | ----- | | | |
| MA (0) | | ----- | | | |
| Variância | | ARCH (1) | GARCH (1,1) | TGARCH (1,1) | EGARCH (1,1) |
| ω | | 0,0000 (0,000) | 0,0000*** (0,0000) | 0,0015** (0,0005) | -1,0538 (3,5631) |
| ε_{t-1}^2 | | 0,9990*** (0,0033) | 0,0590*** (0,0055) | 0,0815*** (0,0277) | |
| σ_{t-1}^2 | | | 0,8967*** (0,0127) | 0,8200*** (0,0470) | |
| $d_{t-1} \varepsilon_{t-1}^2$ | | | | 1,000* (0,5477) | |
| $ \varepsilon_{t-1} / \sigma_{t-1} $ | | | | | - 0,1570 (0,2195) |
| $\varepsilon_{t-1} / \sigma_{t-1}$ | | | | | 0,1291 (0,1720) |
| $\ln(\sigma_{t-1}^2)$ | | | | | 0,8802** (0,4062) |

Nota. Significância (***) < 1%; (**) < 5%; (*) < 10%. Erros-padrão entre parênteses.

Fonte: Elaborada pelos autores.

Os resultados das estimativas ARMA expostos na Tabela 3 indicam que não há padrões relevantes de dependência temporal na média dos retornos diários do Ibovespa no período pré-pandemia, ou seja, o comportamento dos retornos não apresenta autocorrelação significativa. Dessa forma, o foco principal da análise recai sobre a modelagem da volatilidade condicional, que captura como a volatilidade varia ao longo do tempo em resposta aos choques de mercado.

No modelo ARCH (1), observa-se que os choques passados têm um impacto muito forte na volatilidade atual. Isso significa que qualquer incerteza momentânea durante o período analisado tendia a amplificar a volatilidade, com os efeitos dos choques recentes se refletindo de maneira intensa no comportamento do Ibovespa. Esse resultado indica que, mesmo em um período relativamente estável, o mercado era altamente sensível a eventos inesperados.

O modelo GARCH (1,1) também mostra que os choques passados influenciam a volatilidade, mas de forma um pouco menos intensa em comparação com o modelo ARCH. Além disso, o GARCH destaca que a volatilidade tem uma forte persistência ao longo do tempo. Isso significa que, após um período de aumento na volatilidade, essa tendência tende a continuar por algum tempo, mesmo sem novos choques significativos. Esses resultados sugerem que, uma vez que a volatilidade aumenta, ela permanece elevada por um período antes de retornar a níveis normais.

No modelo TGARCH (1,1), além de capturar a persistência da volatilidade, observa-se um efeito de alavancagem. Isso significa que quedas nos preços dos ativos, como choques negativos, tendem a aumentar a volatilidade de maneira mais acentuada do que aumentos nos preços de mesma magnitude. Esse comportamento é comum em mercados financeiros, onde más notícias ou eventos negativos costumam gerar mais incerteza e volatilidade do que boas notícias (Bueno, 2011).

No modelo EGARCH (1,1) estimado para o período pré-pandemia, foram encontrados resultados semelhantes em termos de persistência da volatilidade ao longo do tempo. Além disso, o modelo EGARCH também captura a assimetria entre choques positivos e negativos, permitindo que se observe como eventos negativos têm um impacto maior na volatilidade do que eventos positivos. Esse modelo é especialmente útil para explicar a volatilidade em períodos de alta incerteza, como durante crises ou períodos de turbulência econômica (Bueno, 2011).

Em síntese, todos os modelos confirmam que a volatilidade do Ibovespa no período pré-pandemia era amplamente influenciada por choques passados,

com forte persistência ao longo do tempo. Além disso, os modelos TGARCH e EGARCH mostram que choques negativos tiveram um efeito desproporcionalmente maior sobre a volatilidade, destacando a sensibilidade do mercado a más notícias durante esse período.

Os resultados para o primeiro ano da pandemia estão expostos na Tabela 4, refletindo a dinâmica da volatilidade do Ibovespa durante esse período de alta incerteza e turbulência no mercado.

Tabela 4

Estimativas das variâncias condicionais do Ibovespa no primeiro ano da pandemia (2020)

| Especificações | Estimativas | | | | | |
|--------------------------------------|------------------------|------------------------|-----------------------|-------------------------|------------------------|--|
| | ARMA (0,2) | | | | | |
| MA (1) | - 0,2218** (0,1088) | - 0,1656** (0,0665) | - 0,0558 (0,0832) | - 0,0970 (0,0704) | | |
| MA (2) | 0,0740 (0,1402) | 0,0190 (0,0820) | 0,0439 (0,0765) | 0,0379 (0,0774) | | |
| Variância | ARCH (1) | | GARCH (1,1) | TGARCH (1,1) | EGARCH (1,1) | |
| ω | 0,0000 (0,0000) | 0,0000* (0,000) | 0,0018** (0,0009) | - 0,4218*** (0,1335) | | |
| ε_{t-1}^2 | 0,9956*** (0,0026) | 0,2026** (0,0920) | 0,1979*** (0,0765) | | | |
| σ_{t-1}^2 | | | 0,7430*** (0,0868) | 0,7514*** (0,0883) | | |
| $d_{t-1}\varepsilon_{t-1}^2$ | | | | | 0,7039*** (0,2408) | |
| $ \varepsilon_{t-1} / \sigma_{t-1} $ | | | | | - 0,1655** (0,0682) | |
| $\varepsilon_{t-1}/\sigma_{t-1}$ | | | | | 0,2960*** (0,0893) | |
| $\ln(\sigma_{t-1}^2)$ | | | | | 0,9482*** (0,0117) | |

Nota. Significância (***) < 1%; (**) < 5%; (*) < 10%. Erros padrão entre parênteses.

Fonte: Elaborada pelos autores.

Na parte de média expressa na Tabela 4, representada pelo modelo ARMA (0,2), observa-se que o componente de médias móveis (MA) apresenta significância nos lags 1 e 2. O coeficiente MA (1) é negativo, sugerindo que os retornos anteriores têm um efeito corretivo sobre os retornos atuais. Isso indica que, durante o primeiro ano da pandemia, havia uma certa “correção” no mercado, em que retornos negativos eram seguidos por retornos positivos e vice-versa. Esse comportamento é esperado em momentos de alta volatilidade, quando o mercado tenta ajustar as oscilações bruscas.

Em relação à variância, o modelo ARCH (1) mostra que os choques passados continuam a ter um impacto muito forte na volatilidade atual, refletindo a alta sensibilidade do mercado a choques recentes durante a pandemia. No entanto, no modelo GARCH (1,1), além dos choques passados, a variância condicional passada também tem um papel significativo na explicação da volatilidade. Isso evidencia uma maior persistência da volatilidade ao longo do tempo, sugerindo que os efeitos da incerteza se prolongaram durante todo o ano de 2020.

O modelo TGARCH (1,1) revela um efeito de alavancagem significativo, com o coeficiente $d_{t-1}\epsilon_{t-1}^2$ mostrando que choques negativos aumentam mais a volatilidade do que choques positivos. Durante a pandemia, o mercado estava mais sensível a más notícias, como restrições econômicas, quedas no consumo e lockdowns, o que levou a uma maior volatilidade quando essas notícias eram divulgadas.

No modelo EGARCH (1,1), o coeficiente $\ln(\sigma_{t-1}^2)$ indica uma persistência elevada da volatilidade, o que significa que o impacto da crise pandêmica foi duradouro, mantendo os níveis de incerteza elevados por um período prolongado. Além disso, os termos que capturam a assimetria entre choques positivos e negativos reforçam que o mercado reagiu mais fortemente a choques negativos, como eventos relacionados à pandemia, do que a notícias positivas.

Em resumo, os resultados do primeiro ano da pandemia indicam que a volatilidade do Ibovespa foi fortemente influenciada tanto pelos choques recentes quanto pela persistência ao longo do tempo. Além disso, os efeitos de alavancagem e assimetria mostram que o mercado reagiu de forma mais intensa a notícias negativas, ampliando a volatilidade durante momentos de incerteza.

Os resultados para o segundo ano da pandemia estão apresentados na Tabela 5 e apresentam o comportamento da volatilidade do Ibovespa em 2021, período marcado por recuperação econômica e ajustes após o primeiro impacto da pandemia.

Tabela 5

Estimativas das variâncias condicionais do Ibovespa no segundo ano da pandemia (2021)

| Especificações | | Estimativas | | | |
|--------------------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|--------------|
| Média | | ARMA (0,1) | | | |
| MA (1) | - 0,1972*** (0,0534) | - 0,1920*** (0,0548) | - 0,1985*** (0,0581) | - 0,2200*** (0,0625) | |
| Variância | ARCH (1) | | GARCH (1,1) | TGARCH (1,1) | EGARCH (1,1) |
| ω | 0,0000 (0,0000) | 0,0000*** (0,0000) | 0,0004** (0,0002) | - 0,2463*** (0,0000) | |
| ε_{t-1}^2 | 0,9937*** (0,0037) | 0,0533*** (0,0070) | 0,0375** (0,0164) | | |
| σ_{t-1}^2 | | 0,9066*** (0,0151) | 0,9395*** (0,0235) | | |
| $d_{t-1}\varepsilon_{t-1}^2$ | | | 1,000 (0,7599) | | |
| $ \varepsilon_{t-1} / \sigma_{t-1} $ | | | | - 0,0821*** (0,0115) | |
| $\varepsilon_{t-1}/\sigma_{t-1}$ | | | | - 0,0715*** (0,0073) | |
| $\ln(\sigma_{t-1}^2)$ | | | | 0,9720*** (0,0000) | |

Nota. Significância (***)<1%; (**) < 5%; (*) < 10%. Erros padrão entre parênteses.

Fonte: Elaborada pelos autores.

O coeficiente de médias móveis (MA) é negativo e significativo, indicando que os retornos passados continuam a ter um efeito corretivo sobre os retornos atuais, semelhante ao observado no primeiro ano da pandemia. Essa dinâmica de correção, em que retornos negativos são seguidos por retornos positivos e vice-versa, sugere que o mercado ainda estava se ajustando aos choques passados, embora com uma volatilidade mais controlada em comparação ao primeiro ano.

Em relação à variância, o modelo ARCH (1) mostra que os choques passados (ε_{t-1}^2) ainda têm um papel importante, com um impacto significativo na volatilidade atual. No entanto, no modelo GARCH (1,1), a persistência da volatilidade é ainda mais evidente. O coeficiente σ_{t-1}^2 da variância passada é

alto, sugerindo que a volatilidade se manteve em níveis elevados ao longo do tempo, indicando que a incerteza do mercado, embora menos intensa que no primeiro ano, ainda estava presente.

O modelo TGARCH (1,1) revela que, embora a alavancagem ainda seja um fator, ela se torna menos relevante em comparação com o primeiro ano da pandemia, com o coeficiente $d_{t-1}\epsilon_{t-1}^2$ não sendo significativo. Isso pode refletir uma menor sensibilidade a choques negativos, possivelmente devido ao progresso nas campanhas de vacinação e à reabertura econômica em várias partes do mundo, o que pode ter reduzido o impacto das más notícias no mercado.

No modelo EGARCH (1,1), observa-se novamente uma alta persistência da volatilidade, como indicado pelo coeficiente $\ln(\sigma_{t-1}^2)$. Além disso, os termos que capturam a assimetria mostram que os choques negativos continuam a ter um impacto maior do que os choques positivos, embora esse efeito assimétrico seja menos acentuado do que no primeiro ano da pandemia.

Os resultados do segundo ano da pandemia indicam que o Ibovespa ainda enfrentava volatilidade persistente, mas o impacto dos choques negativos foi menos intenso em comparação ao primeiro ano. A persistência da volatilidade sugere que os efeitos da pandemia continuaram a influenciar o mercado, mas o nível de incerteza foi moderado com a recuperação gradual da economia.

Os resultados para o período pós-pandemia estão expostos na Tabela 6 e expressam a volatilidade do Ibovespa em um contexto de recuperação econômica e estabilização dos mercados após os principais efeitos da pandemia.

Tabela 6

Estimativas das variâncias condicionais do Ibovespa no período pós-pandemia (2022-2023)

| Especificações | Estimativas | | | |
|--|------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|
| | ARMA (2,2) | | | |
| Média | | | | |
| AR (1) | - 0,9863** (0,4122) | - 0,9849*** (0,2145) | - 1,0249*** (0,0177) | - 1,0348*** (0,0167) |
| AR (2) | - 0,7050** (0,2844) | - 0,7203*** (0,2228) | - 0,7447*** (0,0514) | - 0,7584*** (0,0324) |
| MA (1) | 1,0635** (0,4138) | 1,0619*** (0,2080) | 1,0961*** (0,0200) | 1,1050*** (0,0189) |
| MA (2) | 0,7165** (0,3068) | 0,7341*** (0,2285) | 0,7563*** (0,0465) | 0,7706*** (0,0291) |
| Variância | ARCH (1) | GARCH (1,1) | TGARCH (1,1) | EGARCH (1,1) |
| ω | 0,0000 (0,0000) | 0,0000 (0,0000) | 0,0003 (0,0002) | - 0,2150*** (0,0041) |
| ε_{t-1}^2 | 0,1000*** (0,0014) | 0,0209 (0,0156) | 0,0326*** (0,0124) | |
| σ_{t-1}^2 | | 0,9714*** (0,0168) | 0,9478*** (0,0188) | |
| $d_{t-1} \varepsilon_{t-1}^2$ | | | 0,8728 (0,7019) | |
| $ \varepsilon_{t-1} / \sigma_{t-1} $ | | | | - 0,0581** (0,0245) |
| $\varepsilon_{t-1} / \sigma_{t-1}$ | | | | 0,0603*** (0,0056) |
| $\ln(\sigma_{t-1}^2)$ | | | | 0,9760*** (0,0000) |

Nota. Significância (***)<1%; (**) < 5%; (*) < 10%. Erros padrão entre parênteses.

Fonte: Elaborada pelos autores.

A Tabela 6 mostra que tanto os componentes autorregressivos (AR) quanto os de médias móveis (MA) são significativos. Os coeficientes AR (1) e AR (2) são negativos e indicam que os retornos passados continuam a exercer um efeito de correção sobre os retornos atuais, um padrão de ajuste que reflete uma resposta mais moderada e estável do mercado às variações diárias. Da mesma forma, os coeficientes MA (1) e MA (2) indicam que o efeito corretivo

também se reflete nos componentes de médias móveis, sugerindo que o mercado estava em um processo de ajuste mais gradual e menos volátil no período pós-pandemia.

Em relação à variância, o modelo ARCH (1) destaca que os choques passados (ϵ_{t-1}^2) têm um impacto muito forte na volatilidade atual, indicando que a sensibilidade do mercado a eventos imediatos continua alta, mesmo no período pós-pandemia. No modelo GARCH (1,1), além dos choques passados, a variância passada (σ_{t-1}^2) tem uma influência muito significativa, revelando uma persistência elevada da volatilidade ao longo do tempo. Essa forte persistência sugere que o mercado, embora altamente sensível a choques recentes, também mantém os efeitos da volatilidade ao longo dos dias, o que é comum em períodos de transição após uma crise.

No modelo TGARCH (1,1), o coeficiente de alavancagem ($d_{t-1}\epsilon_{t-1}^2$) não apresenta significância, o que indica que os choques negativos e positivos têm impactos semelhantes sobre a volatilidade. Esse comportamento sugere que, no período pós-pandemia, o mercado se estabilizou e respondeu de forma mais equilibrada a boas e más notícias, sinalizando uma fase de recuperação e menor sensibilidade a eventos negativos.

O modelo EGARCH (1,1) reforça essa interpretação, mostrando uma alta persistência da volatilidade ao longo do tempo com o coeficiente $\ln(\sigma_{t-1}^2)$. Os termos que capturam a assimetria também indicam que os impactos dos choques se mantêm equilibrados, embora ainda presentes, mas em um nível reduzido em relação aos anos pandêmicos. Isso reflete um mercado em recuperação, menos suscetível a flutuações intensas e em um estado mais próximo da normalidade.

Os resultados do período pós-pandemia revelam um Ibovespa com volatilidade moderada e persistente, que mantém os efeitos dos choques passados, mas reage de forma mais equilibrada e menos intensa aos choques diários. Essa fase pós-pandemia sugere uma recuperação gradual e um retorno à estabilidade nos retornos diários.

A Tabela 7 apresenta uma síntese dos efeitos de reação, persistência, alavancagem e assimetria na volatilidade do Ibovespa ao longo dos diferentes períodos analisados. Os efeitos apresentados na Tabela 7 incluem apenas os parâmetros estatisticamente significativos em cada período, com valores não significativos registrados como zero para facilitar a comparação.

Tabela 7

Comparação dos efeitos de reação, persistência, alavancagem e assimetria na volatilidade do Ibovespa em todos os períodos analisados

| Período | Modelos | Reação | Persistência | Alavancagem | Assimetria |
|--------------------------|---------|------------|--------------|-------------|------------|
| Pré-pandemia | ARCH | 0,0990*** | --- | --- | --- |
| | GARCH | 0,0590*** | 0,8967*** | --- | --- |
| | TGARCH | 0,0815*** | 0,8200*** | 1,0000* | --- |
| | EGARCH | 0 | 0,8802** | 0 | 0 |
| Primeiro ano de pandemia | ARCH | 0,9956*** | --- | --- | --- |
| | GARCH | 0,2026*** | 0,7430*** | --- | --- |
| | TGARCH | 0,1979*** | 0,7514*** | 0,7039*** | --- |
| | EGARCH | -0,1655** | 0,9482*** | 0 | 0,2960*** |
| Segundo ano de pandemia | ARCH | 0,9937*** | --- | --- | --- |
| | GARCH | 0,0533*** | 0,9066*** | --- | --- |
| | TGARCH | 0,0375*** | 0,9395*** | 0 | --- |
| | EGARCH | -0,0821*** | 0,9720*** | 0 | -0,0715*** |
| Pós-pandemia | ARCH | 1,0000*** | --- | --- | --- |
| | GARCH | 0 | 0,9714*** | --- | --- |
| | TGARCH | 0,0326*** | 0,9478*** | 0 | --- |
| | EGARCH | -0,0581** | 0,9760*** | 0 | 0,0603*** |

Nota. Significância (***)<1%; (**)<5%; (*)<10%. Erros padrão entre parênteses.

Fonte: Elaborada pelos autores.

Os resultados da Tabela 7 mostram que o efeito de reação, que mede a resposta imediata do mercado a choques, apresenta uma variação considerável ao longo dos períodos. No período pré-pandemia, todos os modelos, exceto o EGARCH, indicam um efeito de reação positivo, com o ARCH e TGARCH mostrando reações mais moderadas. Durante o primeiro ano da pandemia, o efeito de reação aumenta drasticamente, sobretudo nos modelos ARCH e TGARCH, sugerindo que o Ibovespa se tornou muito mais sensível a choques imediatos no início da crise sanitária, refletindo as incertezas do mercado. No segundo ano da pandemia, o efeito de reação permanece elevado, embora um

pouco menor que no ano anterior, mostrando que o mercado ainda estava reativo, mas em processo de adaptação. No período pós-pandemia, o efeito de reação atinge seu pico no modelo ARCH, enquanto diminui nos outros modelos, indicando que o mercado continuou reagindo rapidamente a eventos diárias, mas com uma sensibilidade menos intensa em alguns modelos. Esses resultados sugerem uma reatividade elevada do Ibovespa em períodos de crise, com uma lenta redução à medida que o mercado começa a se estabilizar.

O efeito de persistência, que mostra a continuidade da volatilidade após um choque, é elevado em todos os períodos, com uma tendência crescente conforme o mercado passa pela crise da pandemia e entra na fase de recuperação pós-pandemia. No período pré-pandemia, os modelos GARCH e TGARCH apresentam valores de persistência próximos, sugerindo um mercado com volatilidade prolongada, mas relativamente estável. Durante o primeiro ano da pandemia, a persistência é menor, possivelmente devido à intensidade e frequência dos choques iniciais. No segundo ano da pandemia, a persistência aumenta novamente em todos os modelos, especialmente no GARCH e EGARCH, indicando que a volatilidade provocada pelos choques da pandemia continua a impactar o mercado de forma prolongada. No período pós-pandemia, os modelos GARCH e EGARCH mantêm altos níveis de persistência, próximos de 1, refletindo uma recuperação contínua, mas lenta. Esse comportamento reforça que o Ibovespa tende a manter os efeitos de choques econômicos, especialmente após períodos de crise.

O efeito de alavancagem, que captura o aumento na volatilidade após choques negativos, é observado apenas em períodos críticos da pandemia e não aparece no período pós-pandemia, indicando que o mercado se torna mais sensível a quedas acentuadas apenas em momentos de extrema incerteza. No período pré-pandemia, o modelo TGARCH registra um leve efeito de alavancagem, sugerindo que, mesmo em tempos de estabilidade relativa, choques negativos causavam um aumento na volatilidade. Esse efeito torna-se mais acentuado no primeiro ano da pandemia no modelo TGARCH, refletindo a intensa reação do mercado a más notícias durante a crise. No segundo ano, o efeito de alavancagem desaparece nos modelos significativos, sugerindo que o mercado começou a equilibrar suas reações a notícias negativas e positivas. No período pós-pandemia, o efeito de alavancagem permanece ausente, indicando que o mercado se estabilizou e que os choques negativos não têm um impacto desproporcional sobre a volatilidade.

O efeito de assimetria, que indica que choques de diferentes sinais (positivos e negativos) têm impactos distintos na volatilidade, aparece principalmente

nos modelos EGARCH durante os anos da pandemia. No período pré-pandemia, a assimetria não é significativa, sugerindo uma resposta uniforme do mercado a choques, independentemente do seu sinal. No primeiro ano da pandemia, o EGARCH mostra um efeito assimétrico positivo, o que significa que choques negativos impactaram mais a volatilidade, algo esperado em um cenário de crise. No segundo ano da pandemia, o efeito de assimetria ainda é relevante, mas diminui em comparação com o ano anterior, indicando que o mercado começa a reagir de maneira mais equilibrada. No período pós-pandemia, o efeito de assimetria é baixo, mas presente, especialmente no EGARCH, o que sugere que o mercado voltou a uma resposta menos polarizada aos choques, um sinal de estabilização.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este estudo teve como objetivo investigar os efeitos de reação, persistência, alavancagem e assimetria na volatilidade do índice Ibovespa, analisando a resposta do mercado em diferentes fases: pré-pandemia, primeiro e segundo anos da pandemia de covid-19, e período pós-pandemia. Para alcançar esse objetivo, foram utilizados modelos da família ARCH – incluindo ARCH, GARCH, TGARCH e EGARCH – analisando as características da volatilidade condicional em momentos de estabilidade e crise econômica.

Os principais resultados evidenciaram variações significativas na volatilidade do Ibovespa ao longo dos períodos. Durante a pandemia, o efeito de reação foi acentuado, especialmente no primeiro ano, refletindo uma sensibilidade aumentada do mercado a choques imediatos e incertezas. Já o efeito de persistência, embora presente em todos os períodos, se intensificou no segundo ano de pandemia e no período pós-pandemia, sugerindo que os impactos da crise mantiveram a volatilidade elevada de forma prolongada, mesmo após a estabilização inicial. O efeito de alavancagem foi mais evidente no início da pandemia, indicando uma reação desproporcional do mercado a choques negativos, como notícias sobre restrições econômicas e incertezas quanto à recuperação. Por fim, o efeito de assimetria, mais forte nos anos pandêmicos, sugere que choques negativos tiveram maior impacto na volatilidade do que choques positivos, especialmente em momentos de maior incerteza, embora tenha se reduzido gradualmente no período pós-pandemia.

Os resultados contribuem para uma compreensão aprofundada da dinâmica do Ibovespa em cenários de crise, revelando que choques negativos e períodos de incerteza influenciam a volatilidade de maneira acentuada e prolongada. Além disso, destacam a capacidade dos modelos ARCH e suas variantes em capturar o comportamento da volatilidade condicional em diferentes contextos econômicos.

Como sugestão para pesquisas futuras, seria interessante expandir a análise para incluir variáveis macroeconômicas e políticas, como taxas de juros, inflação e decisões governamentais, que podem oferecer uma visão mais integrada dos fatores que influenciam a volatilidade em momentos de crise e recuperação. Além disso, a comparação com outros índices de mercados emergentes e desenvolvidos poderia complementar a análise, permitindo verificar se o comportamento do Ibovespa é um fenômeno isolado ou segue padrões globais em situações de crise.

THE EFFECT OF THE COVID-19 PANDEMIC ON THE VOLATILITY OF THE IBOVESPA: AN EMPIRICAL ANALYSIS USING ARCH MODELS

Abstract

How did the covid-19 pandemic influence the volatility of Ibovespa returns across different periods? To address this question, this study aimed to investigate the effects of reaction, persistence, leverage, and asymmetry on the volatility of Ibovespa returns by applying conditional volatility models. Using daily index data from 2018 to 2023, the analysis was divided into four phases: pre-pandemic, first and second year of the pandemic, and post-pandemic. The results indicate that at the onset of the pandemic, the market demonstrated high sensitivity to negative shocks, while the persistence effect on volatility was more pronounced in the post-pandemic period. The analysis reveals that crises increase volatility and amplify the market's negative reaction to adverse shocks, supporting risk management and loss mitigation strategies within the financial market in times of uncertainty.

Keywords: Conditional volatility; covid-19 pandemic; Ibovespa; market shocks; volatility analysis.

Referências

- Arévalo, J. L. S., Andrade, A. M. F., & Vendramin, E. O. (2023). Ibovespa's response to the behavior of oil and ore prices during the international crisis caused by covid-19. *Revista Finanzas y Política Económica*, 15(1), 21-43. <https://doi.org/10.14718/revfinanzpolitecon.v15.n1.2023.2>
- Assaf Neto, A. (2021). *Mercado financeiro*. Atlas.
- B3 (2021). *Histórico de adequações metodológicas dos índices*. <https://www.b3.com.br/data/files/6A/D6/BE/66/AC2238101E311E28AC094EA8/PT%20Historico-das-Adequacoes-Metodologicas%20Port%20Ago172022.pdf>
- Bekaert, G., & Harvey, C. R. (2000). Foreign speculators and emerging equity markets. *The Journal of Finance*, 55(2), 565-613. <https://doi.org/10.1111/0022-1082.00220>
- Bhuyan, R., Lin, E. C., & Ricci, P. F. (2010). Asian stock markets and the severe acute respiratory syndrome (SARS) epidemic: Implications for health risk management. *International Journal of Environment and Health*, 4(1), 40-56. <https://doi.org/10.1504/IEnvH.2010.033033>
- Bueno, R. D. L. S. (2011). *Econometria de séries temporais* (2a ed.). Cengage Learning.
- Castro, F. H., Eid Junior, W., Santana, V. F., & Yoshinaga, C. E. (2019). Fifty-year history of the Ibovespa. *Brazilian Review of Finance*, 17(3), 47-65. <https://doi.org/10.12660/rbfin.v17n3.2019.80028>
- David, S. A., Inácio Júnior, C. M., & Machado, J. A. T. (2021). The recovery of global stock markets indices after impacts due to pandemics. *Research in International Business and Finance*, 55, 101335. <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2020.101335>
- Engle, R. F. (1982). Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica*, 50(4), 987-1007. <https://doi.org/10.2307/1912773>
- Fortuna, E. (2019). *Mercado financeiro: Produtos e serviços* (17a ed.). Elsevier.
- Levine, R., & Zervos, S. (1998). Stock markets, banks, and economic growth. *The American Economic Review*, 88(3), 537-558. <http://www.jstor.org/stable/116848>
- Lima, E., Beiruth, A., & Martinez, A. L. (2021). Financial cooperatives and commercial banks differences before and after the 2014-2016 Brazilian economic crisis. <https://doi.org/10.2139/ssrn.3895987>
- Maciel, L., Silveira, R. L. F. D., Luna, I., & Ballini, R. (2012). Impacto dos contratos futuros do Ibovespa na volatilidade dos índices de ações no Brasil: Uma análise na crise do subprime. *Estudos Econômicos*, 42, 801-825.
- Porsse, A. A., Souza, K. B., Carvalho, T. S., & Vale, V. A. (2020). The economic impacts of covid-19 in Brazil based on an interregional CGE approach. *Regional Science Policy & Practice*, 12(6), 1105-1122. <https://doi.org/10.1111/rsp3.12354>

Rodrigues, F. L. (2020). Alavancagens e assimetrias da volatilidade dos preços do café no mercado brasileiro: Uma análise empírica. *Revista Conhecimento Contábil*, 10(1), 15-26. <https://doi.org/10.31864/rcc.v10i01.1921>

Ross, S. A., Westerfield, R. W., Jaffe, J., & Lamb, R. (2015). *Administração financeira* (10a ed.). AMGH.

Silva, C. A. G. (2020). Impacts of covid-19 pandemic and persistence of volatility in the returns of the Brazilian stock exchange: An application of the Markov regime switching GARCH (MRS-GARCH) model. *International Journal of Applied Economics, Finance and Accounting*, 8(2), 62-72. <https://doi.org/10.33094/8.2017.2020.82.62.72>

Tsay, R. S. (2005). *Analysis of financial time series*. John Wiley and Sons.

A PRODUÇÃO AGRÍCOLA DO BRASIL SOB A DEPENDÊNCIA DA LIMITAÇÃO DA EXPANSÃO DE ÁREAS CULTIVÁVEIS ENTRE 2015 E 2020

Ricardo da Silva Souza

Graduado em Ciências Econômicas pela Universidade Estadual de Londrina (UEL), graduado em Matemática pela UEL, especialista em Estatística com Ênfase em Pesquisa Quantitativa pela UEL, especialista em Educação Matemática e Ciências pela Universidade Tecnológica Federal do Paraná (UTFPR), mestre em Economia Aplicada pela Universidade Federal de São Carlos (UFSCar) e doutor em Teoria Econômica pela Universidade Estadual de Maringá (UEM). Docente da Universidade Estadual do Norte do Paraná (Uenp), no campus de Cornélio Procópio, e da Secretaria Estadual de Educação do Estado do Paraná (Seed-PR).

E-mail: ricardoricardo87@hotmail.com

ID <https://orcid.org/0000-0003-3449-5577>

Alexandre Florindo Alves

Graduado em Agronomia pela Universidade Federal de Viçosa (UFV) e mestre e doutor em Economia Aplicada pela Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz da Universidade de São Paulo (Esalq/USP). Professor associado do Departamento de Economia e professor permanente do Programa de Pós-Graduação em Ciências Econômicas e do Mestrado Profissional em Agroecologia da Universidade Estadual de Maringá (UEM). Ex-coordenador adjunto e ex-coordenador do Programa de Pós-Graduação em Ciências Econômicas da UEM. Ex-coordenador de Serviços e Desenvolvimento Regional da UEM.

E-mail: afalves@uem.br

ID <https://orcid.org/0000-0003-4640-6543>



Este artigo está licenciado com uma Licença Creative Commons - Atribuição-NãoComercial 4.0

Internacional

Como citar este artigo: Souza, R. da S., & Alves, A. F. (2025). A produção agrícola do Brasil sob a dependência da limitação da expansão de áreas cultiváveis entre 2015 e 2020. *Revista de Economia Mackenzie*, 22(1), 191-209. doi: 10.5935/1808-2785/rem.v22n1p.191-209

Recebido em: 14/11/2024

Aprovado em: 24/3/2025

Resumo

Com base no nível de produção agrícola brasileira e na real dependência da limitação da área utilizada para o cultivo, explicados pela falta de dificuldade de expansão da fronteira agrícola e pela condição legal sancionada pelo Código Florestal de 2012, o presente trabalho tem como objetivo verificar a relação entre a produção agrícola brasileira e os fatores explicativos da limitação, especificamente a utilização de novas áreas para cultivo no período entre 2015 e 2020, com o uso de dados em painel dos 26 estados e do Distrito Federal. Os resultados indicam que a produção agrícola brasileira cresce a taxas decrescentes, o que sugere uma queda intensiva de produtividade, mas que a limitação do uso de novas terras altera significativamente o nível da produção na região da Amazônia Legal.

Palavras-chave: Amazônia Legal; área cultivável; limitação de terras agricultáveis; novo Código Florestal; produção agrícola.

Classificação JEL: D24, Q10, Q18.

INTRODUÇÃO

O setor agrícola brasileiro se beneficia de grandes quantidades produzidas. Grande parte desse nível de produção é explicada pelo aumento da produtividade. Segundo a série histórica da Companhia Nacional de Abastecimento (Conab), de 1992 a 2016, a produção saltou de aproximadamente 68 milhões para 242 milhões de toneladas de grãos, um aumento de 266%.

Contudo, as questões relacionadas ao uso da terra para a atividade agrícola tornam-se uma pauta de discussão, principalmente no que concerne à dificuldade de encontrar novas áreas para produção. As regiões Sul e Sudeste do Brasil enfrentam dificuldades de expansão, além das restrições legais impostas

pelo Código Florestal de 2012, que destina 20% da área para preservação ambiental em locais de mata nativa onde há atividade agrícola. Na Amazônia Legal, esse percentual aumenta para 80%. Nessas circunstâncias, a produção pode perder fôlego caso sua produtividade não se sustente no futuro.

Conforme o estudo “Projeções do agronegócio 2018/2019 a 2028/2029 – Projeções de Longo Prazo” da Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária – Embrapa (2018), a área cultivada crescerá cerca de 10%, devido ao uso de áreas degradadas e pastagens naturais, mas não pela expansão da fronteira agrícola. Além disso, há uma preocupação com a limitação da área cultivada no Brasil, uma vez que, se a produtividade for menor que o volume necessário para atender à demanda, surgirá um problema de crescimento da produção, tornando o país menos competitivo (Saath & Fachinello, 2018).

Diante de tais circunstâncias, como a limitação da expansão das áreas cultiváveis afeta a produção agrícola brasileira? Dessa forma, a pesquisa tem por objetivo avaliar a produção de grãos em relação aos fatores de produção, como o capital e o trabalho, entre 2015 e 2020, incorporando em sua análise uma condição legal que limita a expansão da área agricultável: as áreas destinadas à preservação, conforme o novo Código Florestal de 2012. Além desta introdução, o trabalho apresenta o arcabouço teórico, a metodologia, a discussão dos resultados e as considerações finais.

1

ARCABOUÇO TEÓRICO

Nas últimas décadas, a produção agrícola brasileira apresenta uma tendência crescente, explicada em parte pelo aumento da área cultivada. Desde o início do século atual, esse aumento deve-se especialmente ao cultivo da soja. Segundo Brandão et al. (2006), essa expansão é baseada na conversão de pastagens. Os autores afirmam que a expansão agrícola do período foi em torno de 22%.

Na segunda década do século XXI, o crescimento expressivo no cultivo e na produção de soja evidencia a expansão de área agricultável pela rota centro-noroeste do país, concentrada nos estados de Mato Grosso, Tocantins e Rondônia, e alcançando a região amazônica, o que antes era improvável. No entanto, a taxa de expansão agrícola nesse período foi menor do que no início dos anos 2000, segundo Freitas e Mendonça (2016). Uma explicação para

essa diminuição relativa é a limitação de novas áreas agricultáveis e das pastagens para fins agrícolas.

Portanto, percebe-se que, considerando a possibilidade de não substituição das pastagens pela produção agrícola, a expansão da área cultivada torna-se cada vez mais escassa, devido à sua finitude. De acordo com Garcia e Romeiro (2021), a persistência do avanço da fronteira agrícola, em termos marginais, só será possível pelo uso intensivo de capital físico, pela especialização do capital humano, pela diminuição da mão de obra não especializada e pelo uso de tecnologia que permita o aumento da produção agrícola, com uma contribuição cada vez maior na produtividade total dos fatores.

Uma forma alternativa de manter o nível crescente da produção é a expansão nas regiões florestais, como a Amazônia. Atualmente, o debate sobre a expansão da fronteira agrícola nessa região é caracterizado pelo avanço gradativo no cultivo da soja. O cultivo nessa região mais ao norte do país tem substituído o bioma local, o que tem preocupado entidades públicas e privadas devido ao desmatamento desenfreado e à perda de biodiversidade (Domingues & Bermann, 2012).

Diversos autores afirmam que o avanço da fronteira agrícola nas regiões florestais, como a Amazônia, é um delicado problema em relação à preservação ambiental e à sustentabilidade, principalmente no que se refere ao desmatamento e à degradação. Conforme Domingues e Bermann (2012), Garcia e Romeiro (2021) e Fearnside (2022), apesar do avanço tecnológico, do uso intensivo de capital e da capacidade especializada da mão de obra, a atividade agrícola na região amazônica degradou consideráveis porções de área predominantemente florestal, sem a possibilidade de reversão ou recuperação.

Uma condição legal para reverter a tendência da degradação de áreas foi a criação de uma política governamental direcionada à preservação das florestas em regiões em que ocorrem as produções agrícola e pecuária, que é o novo Código Florestal, que entrou em vigor em 2012, como um reforço dos códigos florestais já existentes.

Para essa “nova” legislação, o código obriga os produtores em áreas florestais amazônicas a preservar 80% de sua área, e, em áreas não amazônicas, o percentual é de 20%. Segundo a pesquisa realizada por Santos et al. (2017), caso o código seja rigorosamente respeitado, a área cultivada e a produção agrícola diminuirão, afetando os indicadores de produção, como o Produto Interno Bruto (PIB), principalmente da Amazônia Legal e, em especial, o estado de Mato Grosso.

No que concerne ao comportamento conjuntural da produção agrícola brasileira, destacam-se os fatores comuns geradores para qualquer processo produtivo, como capital físico e a mão de obra, já que esta é mantida pela incorporação tecnológica e pela extensão do capital, sendo cada vez menos utilizada para a geração do produto. A combinação dos fatores, com o avanço tecnológico, permite o crescimento da produção, explicada pela produtividade total de seus fatores.

Em contraste, a produção agrícola enfrenta a restrição da fronteira que, pela escassez de áreas agricultáveis, tende a explorar regiões ambientalmente críticas, como a Amazônia Legal, e isso, a partir de uma mudança na legislação do novo Código Florestal de 2012, torna-se mais rigoroso para a utilização de terras para o exercício agrícola. A próxima seção apresentará a metodologia desta pesquisa.

2

METODOLOGIA

De forma sequencial, apresentam-se nesta seção a descrição das variáveis e as fontes de dados, a formalização da função de produção orientada à produção agrícola brasileira sob a dependência da restrição de áreas cultiváveis e o processo para a estimativa dos parâmetros do modelo, sob a perspectiva dos dados em painel.

■ 2.1 Descrição das variáveis e fontes de dados

O procedimento adotado é a estimação de uma função de produção utilizando dados em painel, cuja dimensão espacial são os estados do Brasil, entre 2015 e 2020. A variável dependente representada no modelo será a quantidade de grãos produzidos, classificada como produção ($Produção_t$). A unidade de medida será em milhões de toneladas produzidas. Para essa variável, sob a perspectiva de modelos dinâmicos, é obtida a variável defasada da produção ($Produção_{t-1}$). A proposição dessa variável será discutida na subseção “Modelagem para dados em painel”. Os dados utilizados serão retirados da Conab.

Em relação ao capital físico, será utilizada a variável que quantifica o estoque de tratores e colheitadeiras em determinado estado, para cada ano ($CapitalFísico_t$). A unidade de medida será o estoque de tratores e colheitadeiras

em um estado para determinado ano. Utilizou-se a metodologia de Barros et al. (1979) sobre a série histórica do número de tratores e colheitadeiras para projeção de estoque, tomando-se por referência a quantidade de tratores do censo agropecuário por estado.

A aderência paramétrica para as estimativas dos anos posteriores do censo ocorreu a partir da média e da variância das vendas por estado de tratores e colheitadeiras, cujos dados estão disponíveis na Associação Nacional de Veículos Automotores (Anfavea), estimando o estoque a partir da fórmula proposta pelos autores, até o ano de 2020, período final da disponibilidade dos dados. Portanto, as observações estão dispostas entre 2015 e 2020.

Em relação à mão de obra ou trabalho (*Trabalho*), será considerada a quantidade de indivíduos que residem na área rural e realizam atividades remuneradas no setor. A unidade de medida é a soma dos indivíduos em cada estado em um período. Os dados relacionados à mão de obra foram extraídos da base da Pesquisa Nacional de Amostra Domiciliar (Pnad) Contínua dos indivíduos maiores de 16 anos que trabalham na zona rural.

Para verificar uma possível relação limitante da produção em relação à terra, serão utilizadas informações sobre a quantidade de área de cultivo que foi protegida no período, conforme o Código Florestal de 2012. Essa medida será o total de área declarada ao Código Florestal em áreas de cultivo dos 27 estados da Federação, cuja unidade de medida é quilômetros quadrados (km^2) (*AreasCondicionadas*). O objetivo teórico é verificar a interação com a produção como um fator gerador de dependência. A base de dados que compõe essa variável é do Projeto MapBiomass, sobre a cobertura e o uso da terra para conservação, por estado, entre os anos de 2015 e 2020.

Sob o recorte geográfico de Perz e Skole (2003) e Grau e Aide (2008) da Amazônia Legal, composta por nove estados – Acre, Amapá, Amazonas, Pará, Maranhão, Mato Grosso, Rondônia, Roraima e Tocantins –, será criada a variável binária (*AmazôniaLegal*), que será codificada em 0 para os estados que não compõem a Amazônia Legal e 1 para os estados que pertencem ao recorte da Amazônia Legal. Também será construída uma variável interativa entre a (*AmazôniaLegal*) e a área restrita de produção, para captar sua participação na produção agrícola (*AmazôniaLegal * AreasCondicionadas*). Para a classe de estimativas de efeitos fixos, serão construídas as variáveis binárias de tempo (*Ano*), para os anos de 2015 a 2019, com o intuito de verificar a evolução período a período.

■ 2.2 A função de produção

O referencial teórico utilizado neste trabalho para obter os resultados das participações dos fatores na produção de grãos no Brasil é a função de produção, da teoria microeconômica. Segundo Silberberg (2001), a representação teórica da função de produção para um conjunto de argumentos é sistematizada matematicamente por:

$$q = f(x_1, x_2, \dots, x_n) \quad (1)$$

Em que x_1, x_2, \dots, x_n são os fatores de produção. Para o caso do trabalho, os fatores de produção que contribuem para seu aumento, na teoria microeconômica, são o capital físico (K) e o trabalho (L). Os fatores coadjuvantes que podem ser incorporados de maneira aditiva são aqueles justificados por especificidade literária. Especificamente para esta pesquisa, será incorporada a quantidade de áreas condicionadas ao cultivo, em virtude do novo Código Florestal de 2012, que legalmente direciona uma parcela da área da produção agrícola à preservação. Essa variável será declarada pela letra (P). Dessa forma, a Equação (1) é descrita por:

$$q = f(K, L, P) \quad (2)$$

Dada a função de produção, é necessário compreender sua forma funcional para determinar a contribuição dos fatores na produção de maneira sistemática. Varian (1992) e Nicholson e Snyder (2005) descrevem as principais formas funcionais de produção, como a de proporções fixas e elasticidade de substituição constante. Porém, a forma funcional Cobb-Douglas se destaca pelas suas características informacionais. Sistematicamente, é possível escrever a função (2) na forma proposta por Cobb-Douglas, da seguinte maneira:

$$q = A(K^\alpha, L^\beta, P^\gamma) \quad (3)$$

Em que α , β e γ são números que indicam a força da participação do fator na produção. Por exemplo, considerando o fator capital e mantendo constantes outros fatores, quanto maior o número α , maior a participação desse fator na produção. Quando a um mesmo nível do fator, o somatório de α , β e γ indica a escala da produção. Basicamente, se a soma for maior que uma unidade, a escala será crescente (Varian, 1992; Nicholson & Snyder, 2005).

Aplicando logaritmo na Equação (3), após manipulações algébricas, tem-se a seguinte forma:

$$\ln(q) = A^* + \alpha(\ln(K)) + \beta(\ln(L)) + \gamma(\ln(P)) \quad (4)$$

Dada a forma funcional, o objetivo quantitativo é estimar os números α , β e γ para verificar a participação de cada fator na produção agrícola, conforme a escala. A descrição logarítmica da função de produção permite avaliar a variação percentual do fator em relação à variação percentual da produção. De outra forma, tal medida da participação do fator na produção é conhecida como elasticidade. Na próxima subseção, será descrita a modelagem utilizada para a realização do método de estimação de tais números.

■ 2.3 Modelagem para dados em painel

Optou-se pela modelagem em dados em painel, pois, segundo Greene (2003), para o conjunto de dados que variam no tempo e no espaço (nesse caso, os estados), ela permite um maior número de observações, maior grau de liberdade e a redução da multicolineariedade. Algebricamente, a Equação (4) pode ser representada da seguinte forma.

$$y_{it} = x_{it} \beta + u_{it} \quad (5)$$

$$u_{it} = z_i \delta + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

$$\varepsilon_{it} = \rho_{it} \sum_{j=1}^p \varepsilon_{it-j} + \nu_{it} \quad (7)$$

Tomando a igualdade $\alpha = z_i \delta$, a Equação (5) pode ser reescrita:

$$y_{it} = \alpha_i + x_{it} \beta + u_{it} \quad (8)$$

Em que y_{it} refere-se às informações da produção agrícola para o determinado estado em um ano, x_{it} representa as informações das variáveis que representam os fatores de produção (capital, trabalho e as áreas condicionadas ao cultivo) e u_{it} é o termo de erro. O parâmetro α_i representa os efeitos fixos ou aleatórios não observados nos estados que teoricamente não variam em relação ao tempo. O parâmetro ρ é o número que mede a autocorrelação serial. Considerando as variáveis binárias de tempo para verificação dos efeitos de cada ano e sob o recorte geográfico da Amazônia Legal, Equação (8) é representada da seguinte forma:

$$y_{it} = \alpha_i + x_{it} \beta + D_{it} \gamma + u_{it} \quad (9)$$

Considerando a interação do recorte geográfico com a Amazônia Legal, o modelo estendido se assemelha à Equação (9), com a adição do seguinte termo $x_{it} * D_{it}$:

$$y_{it} = \alpha_i + x_{it} \beta + D_{it} \gamma + x_{it} * D_{it} \mu + u_{it} \quad (10)$$

O objetivo da Equação (10) é estimar os coeficientes dos fatores de produção, como capital e trabalho, a contribuição da limitação de áreas de cultivo à produção e, também, o efeito das regiões da Amazônia Legal na formação da produção de grãos do Brasil entre 2015 e 2020.

O conjunto de estimativas utilizará a abordagem em painel: o modelo *pooled*, de efeitos fixos sem e com a inclusão de variáveis binárias em relação ao tempo para verificar a mudança temporal da produção, e de efeitos aleatórios, sendo o último pelo método de mínimos quadrados generalizados.

A representação dinâmica da Equação (11) é descrita por:

$$y_{it} = \alpha_i + y_{it-1}\gamma_i + x_{it}\beta + u_{it} \quad (11)$$

O modelo dinâmico da Equação (8) tem suas estimativas pelos métodos em relação às diferenças (GMM-DIF) e em sistemas (GMM-SYS), utilizando o estimador de Arellano-Bond, tomando as primeiras diferenças. Considerando um painel com período curto ($T = 6$) e com espaço dos estados longo ($N = 27$), o modelo GMM-DIF pode não ser adequado, uma vez que muitas observações podem ser perdidas. Assim, é mais conveniente utilizar o estimador GMM-SYS.

A priori, os testes de estacionariedade de Hadri (2000) e Maddala & Wu (1999) foram aplicados. Segundo Gomes e Braga (2008), os objetivos dos testes permitem analisar o processo gerador das séries em relação à estabilidade das variâncias para o controle da autocorrelação e correlação contemporânea. Na próxima seção, serão apresentados os resultados obtidos.

3

RESULTADOS E DISCUSSÃO

3.1 Estatísticas descritivas

Os dados da Tabela 1 mostram que a produção, em milhões de toneladas, possui média igual a 8.518,3 milhões e desvio padrão de R\$ 14.605,6 milhões. A amplitude entre o valor máximo e o mínimo indica a heterogeneidade entre os dados relacionados à produção, explicada pelas características de cada estado, como a disponibilidade de terras e a cultura do cultivo.

Tabela 1

Estatísticas descritivas

| Variáveis | Unidade de medida | Média | Desvio padrão | Mínimo | Máximo | N |
|-------------------|-------------------------------------|---------|---------------|--------|------------|-----|
| Produção | Milhões de toneladas | 8518,3 | 14605,6 | 4 | 73.986 | 162 |
| Trabalho | Indivíduos | 1476,8 | 991,7 | 94 | 5.245 | 162 |
| Capital | Número de tratores e colheitadeiras | 1504,5 | 2157,9 | 1 | 8.910 | 162 |
| Área condicionada | km ² | 6552304 | 1682345 | 15.672 | 11.020.138 | 162 |
| Amazônia Legal | Binária | 0,3 | 0,4 | 0 | 1 | 162 |

Fonte: Elaborada pelos autores.

Quanto à variável área condicionada, a quantidade média de floresta desmatada por estado foi de 6.552.304 km²/ano, com um nível de dispersão de 1.682.345 km², o que é considerado elevado. Isso decorre, em parte, da desigual disposição de terras para preservação em relação aos estados do Brasil, conforme o Código Florestal de 2012, e à heterogeneidade territorial. Uma informação relevante é que os estados do recorte geográfico da Amazônia Legal possuem a maior proporção de áreas destinadas ao cultivo agrícola em relação à destinação ao Código Florestal, com mais de 60% do total.

A considerável amplitude dos fatores trabalho e capital fica evidenciada, especialmente, quando observado o valor mínimo do número de trabalhadores e de tratores e colheitadeiras em relação ao seu valor médio. Uma justificativa é que estados com pequena porção territorial, incluindo o Distrito Federal, não têm como característica a produção agrícola em larga escala.

■ 3.2 Estimação da função de produção

As estimativas dos métodos de painéis estatísticos (*pooled*, efeitos fixos e efeitos aleatórios) estão dispostas a seguir (Tabela 2).

Tabela 2

Resultados das estimativas pelos métodos *pooled*, efeitos fixos e aleatórios da Equação (8) para a produção agrícola dos estados brasileiros entre 2015 e 2020

| Variáveis independentes | Variável dependente: logaritmo da produção | | | |
|---------------------------------------|--|---------|----------|----------|
| | Pooled | EF (1) | EF (2) | EA |
| Constante | -4,433* | 3,646 | 4,472 | -0,617 |
| ln(capital) | 1,163* | -0,008 | -0,006 | 0,114* |
| ln(trabalho) | -0,368* | -0,657* | -0,261 | -0,332* |
| ln(areacondicionada) | 0,531* | 0,479** | 0,289*** | 0,735* |
| Amazônia | 14,845* | | | 10,079 |
| Amazônia* ln(areacondic) | -0,986* | 0,542 | 0,109 | -0,855** |
| Ano(2015) | | | -0,466* | |
| Ano(2016) | | | -0,298* | |
| Ano(2017) | | | -0,128** | |
| Ano(2018) | | | -0,125** | |
| Ano(2019) | | | -0,005 | |
| Corr (α , $X\beta$) | 0,000 | -0,793 | -0,531 | 0,000 |
| Fração da variância devido a u_i | - | 0,995 | 0,933 | 0,959 |
| Teste de Hausmann | | | | 0,000 |

Nota. (*) Denota nível de significância a 1%, (**) denota nível de significância a 5% e (***) denota nível de significância a 10%; forma funcional duplo logaritmo; são utilizadas variáveis binárias correspondentes à descrição de região. Painel balanceado com 162 observações.

Fonte: Elaborada pelos autores.

Entre as estimativas dos painéis que não consideram a defasagem da produção, isto é, os painéis estáticos, aplicou-se o teste de Hausmann para verificar qual é o método mais adequado, efeitos fixos ou efeitos aleatórios para o mesmo conjunto de variáveis explicativas. A um nível de significância de 5%, rejeitou-se a hipótese nula sob a ótica da diferença não sistemática dos coeficientes

estimados; dessa forma, as estimativas dos painéis fixos são as mais adequadas, isto é, o modelo “EF(1)”. Em relação aos diagnósticos sob a heterocedasticidade, o teste de White aplicado à forma funcional duplo logaritmo possui significância estatística. Para as estimativas da Tabela 1, rejeitou-se a hipótese nula. Em relação à possibilidade de autocorrelação serial, a hipótese nula afirma que os erros em primeira e segunda ordens estão correlacionados no tempo. A um nível de significância de 5%, a não rejeição evidencia a hipótese.

Observa-se, nos modelos *pooled* e de efeitos aleatórios, que o fator capital contribui positivamente para a produção, dado o sinal da estimativa, porém de forma menos que proporcional, levando em consideração a estimativa de efeitos aleatórios. Para o curto prazo, observa-se a característica extensiva do fator, conforme mencionam Afonso (2017), Saath e Fachinello (2018) e Garcia e Romero (2021) sobre a importância do capital na agricultura, principalmente no uso dos equipamentos complexos, como os tratores.

O fator trabalho contribui negativamente para a produção agrícola no período, de tal maneira que o decrescimento desse fator condiciona um impacto mais do que proporcional à produção agrícola. Segundo Afonso (2017), uma das explicações está na substituição que ocorre entre o uso extensivo do capital e a força de trabalho na mudança de horizonte de tempo. De outra forma, a modernização da agricultura trouxe inovações tecnológicas poupadoras de mão de obra (Bragagnolo & Barros, 2015).

Sob a condição da área cultivada, as estimativas mostram uma relação positiva com a produção agrícola, uma vez que o sinal do coeficiente estimado é positivo. O relacionamento da variável com a produção agrícola em termos de razão da variação percentual (elasticidade) é semelhante às estimativas do fator capital.

Justifica-se a contribuição positiva da restrição de área para produção pela hipótese do aumento da produtividade, seja da totalidade dos fatores ou de forma parcial, permitindo a manutenção do aumento do nível da produção maior do que o aumento da área total de cultivo, o que corrobora as pesquisas de Bragagnolo e Barros (2015) e Benevides et al. (2017). Quando se relacionam as áreas condicionadas para o recorte da Amazônia Legal, o coeficiente estimado é negativo, e isso permite conjecturar que a restrição da fronteira agrícola é uma barreira para a produção nessa região, o que impacta a produtividade.

A seguir, estão os resultados das estimativas dinâmicas da função de produção agrícola sob as condições restritivas do cultivo da área. Os métodos utilizados foram de momentos generalizados em diferenças e em sistema, para os estados brasileiros entre 2015 e 2020 (Tabela 3).

Tabela 3

Resultados das estimativas pelo GMM em diferenças e pelo GMM em sistema, da Equação (9) para a produção agrícola dos estados brasileiros entre 2015 e 2020

| Variável dependente: logaritmo da produção | | | | |
|---|-------------|-------------|-------------|-------------|
| Variáveis independentes | GMM DIF (1) | GMM DIF (2) | GMM SYS (1) | GMM SYS (2) |
| Constante | -1,134 | 4,789*** | 5,767** | -0,062 |
| ln(capital) | 0,134 | 0,091*** | 0,103*** | 0,114** |
| ln(trabalho) | -0,009 | -0,326** | -0,423** | -0,009 |
| ln(restarea) | 0,163 | -0,076* | 0,240* | 0,181 |
| Amazônia | 7,160** | | | 4,391 |
| Amazônia* ln(areacondic) | -0,425* | -0,076 | -0,339*** | -0,317*** |
| Ano(2015) | | | | |
| Ano(2016) | | -0,151* | | 0,004 |
| Ano(2017) | | -0,032 | | 0,073 |
| Ano(2018) | | -0,095* | | -0,049 |
| Ano(2019) | | -0,025 | | 0,025 |
| Produção _{t-1} | 0,733* | 0,284 | 0,399* | 0,665* |
| Teste de Sargan-Hansen | 0,863 | 0,900 | 1,000 | 1,000 |
| Teste Arellano-Bond (AR- 1) | -0,871 | -0,823 | -2,885 | -2,488 |
| Teste de significância da correlação de primeira ordem dos resíduos | 0,413 | -0,400 | 0,000 | -0,010 |
| Teste Arellano-Bond (AR- 2) | -0,495 | -0,527 | -1,440 | 0,966 |
| Teste de significância da correlação de segunda ordem dos resíduos | 0,671 | 0,600 | 0,153 | 0,338 |

Nota. Estimativas em dois estágios com correção para heterocedasticidade; desvio padrão robustos entre 1% (*). Denota nível de significância a 1%, (**) denota nível de significância a 5% e (***) denota nível de significância a 10%; forma funcional duplo logaritmo; são utilizadas variáveis binárias correspondentes à descrição de região; variáveis instrumentadas: Produçãot-1, áreas condicionadas. Painel balanceado com 162 observações.

Fonte: Elaborada pelos autores.

Para verificar a validade dos instrumentos utilizados, como a produção defasada em um período, aplicou-se o teste de Sargan cuja hipótese nula é que as restrições de sobreidentificação são válidas em um nível de significância de 5%. O resultado possui significância estatística, ou seja, para os modelos estimados, há validade sobre as variáveis instrumentais para as estimativas dos modelos em sistemas e em diferenças.

Em relação ao comportamento passado da produção (Produção_{t-1}), dada a significância estatística, o sinal obtido é positivo e menor do que uma unidade, indicando a evolução da produção, o que corrobora a crescente dinâmica da produção. No entanto, as taxas de crescimento são decrescentes, conforme destacado por Saath e Fachinello (2018). Quando se leva em consideração a sua expansão, ela se torna menor devido à limitação de terras cultiváveis no Brasil, ou seja, no período houve a diminuição marginal na fronteira agrícola.

Quanto às estimativas relacionadas às áreas condicionadas, o sinal obtido é positivo e menor do que 1, o que sugere uma contribuição positiva para a produção. Isso ocorre porque, no período, houve um aumento de reservas legais em áreas agricultáveis. Assim, é possível conjecturar que, a partir da promulgação do novo Código Florestal de 2012, não houve um obstáculo para o crescimento da produção, o que corrobora as observações de Ferreira Filho et al. (2015), indicando uma relação direta entre o aumento das áreas preservadas de florestas e o aumento da produção agrícola, direcionando o crescimento da produção em razão da produtividade.

Entretanto, isso não ocorre na região da Amazônia Legal, uma vez que, em todas as estimativas, o sinal obtido foi negativo, o que mostra que, para esse recorte, as áreas condicionadas para o cultivo, em detrimento da preservação, justificadas principalmente pelas restrições legais, podem ser um empecilho à produção nessa região, o que corresponde à pesquisa realizada por Santos et al. (2017). Outra suposição é que a produtividade nessa região não é alta quando comparada aos estados que não pertencem à Amazônia Legal.

Em termos de contribuição no período observado entre 2015 e 2020, Bragagnolo e Barros (2015) concluem em sua pesquisa que, especificamente na década de 2000, embora a produtividade continuasse a manter o nível da produção, ela não cresceu a taxas crescentes, uma vez que a diminuição da fronteira agrícola pode ser o fator explicativo, observado nas estimativas das variáveis binárias para cada ano com sinal negativo.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho teve como objetivo avaliar o comportamento da produção agrícola brasileira entre 2015 e 2020, em função dos fatores capital, trabalho e a adição de uma condição de área que levou em consideração o novo Código Florestal e as possíveis implicações para a restrição da fronteira agrícola, principalmente na região da Amazônia Legal.

As estimativas foram realizadas utilizando dados em painel na forma estática, pelos modelos de efeitos aleatórios e fixos, para os fatores supracitados, e dinâmico, com a obtenção dos coeficientes nos modelos em diferenças (GMM-DIF) e em sistema (GMM-SYS), levando em consideração a produção defasada.

O resultado obtido sobre os fatores corrobora o estudo de Bragagnolo e Barros (2015), segundo o qual o avanço tecnológico fez com que a substituição do trabalho pelo capital permitisse a expansão da produção. Em relação à dinâmica da produção, para o recorte temporal da pesquisa, ela ocorre de forma crescente, porém a taxas decrescentes.

Sob o condicionamento da área de cultivo, que delimita a fronteira agrícola, é permitível dizer que a diminuição marginal ainda não é um entrave para o crescimento. No entanto, nas regiões em que a escala de produção é absoluta, em termos do uso de área plantada, como Paraná, Goiás e Mato Grosso do Sul (regiões que não pertencem à Amazônia Legal), essa diminuição pode se tornar um desafio. Segundo as conclusões de Saath e Fachinello (2018) que apenas 7,8 milhões de área estão disponíveis para expansão, preocupa o crescimento em longo prazo.

O segundo ponto está relacionado aos fatores e aos processos de substituição em longo prazo. Conforme as estimativas obtidas pela pesquisa, o setor agrícola é intensivo em capital e o trabalho contribui negativamente, o que indica a substituição entre os fatores. Ainda assim, o fator trabalho é de suma importância para a produção e deverá ser levado em consideração na formação da produtividade, de tal forma que a especialização da mão de obra possa ser orientada a solucionar os possíveis problemas futuros sobre a expansão da fronteira agrícola.

Para trabalhos futuros, a sugestão é realizar uma pesquisa sobre os fatores que determinam a produtividade total dos fatores, nos quais os controles estão associados às condições do uso da terra, principalmente na Amazônia Legal, região de destaque nas questões de preservação, conforme a distribuição proporcional do Código Florestal de 2012. Espera-se avaliar como os fa-

tores que determinam a produtividade dos fatores impactam a produção agrícola nessa região.

DYNAMICS OF AGRICULTURAL PRODUCTION IN BRAZIL UNDER LAND USE RESTRICTIONS

Abstract

Given the level of Brazilian agricultural production and the real dependency on limiting the area used for cultivation – explained by the difficulty in expanding the agricultural frontier and the legal conditions sanctioned by the 2012 Forest Code – this study aimed to examine the relationship between Brazilian agricultural production and explanatory factors for this limitation, specifically the use of new areas for cultivation between 2015 and 2020, using panel data from the twenty-seven states. The results indicate that Brazilian agricultural production grows at decreasing rates, suggesting an intensive drop in productivity, but that the limitation on the use of new lands significantly alters production levels in the Legal Amazon region.

Keywords: Agricultural production; cultivable area; Legal Amazon; limitation of agricultural land; new Forest Code.

Referências

- Afonso, J. F. (2017). *Convergência espacial da produtividade total dos fatores da agricultura brasileira: Implicações dos investimentos em infraestrutura de armazenamento, pesquisa, capital humano e crédito rural*. [Tese de doutorado não publicada]. Universidade Estadual de Maringá.
- Associação Nacional de Veículos Automotores (n. d.). Séries históricas. <https://www.anfavea.com.br/estatisticas>
- Barros, G. S. C., Camargo, E. J. J. D., & Carmo, A. J. B. (1979). *Demanda de tratores: Relatório do estudo nacional de máquinas agrícolas*. Ipea.
- Benevides, A. A., Silva, F. A., Mayorga, F. D. O., & Mesquita, K. H. C. (2017). Produtividade total dos fatores e desenvolvimento do agronegócio brasileiro: Uma análise em relação aos maiores produtores agropecuários. *XXIII Encontro Regional de Economia*. Banco do Nordeste do Brasil, Fortaleza-CE.

- Bragagnolo, C., & Barros, G. S. (2015). Impactos dinâmicos dos fatores de produção e produtividade da função de produção agrícola. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, 53(1), 31–50. <http://dx.doi.org/10.1590/1234-56781806-9479005301002>
- Brandão, A. S. P., Rezende, G. C., & Costa Marques, R. W. (2006). Crescimento agrícola no período 1999–2004, explosão da área plantada com soja e meio ambiente no Brasil. *Revista de Economia Aplicada*, 10(2), 249–266. <https://doi.org/10.1590/S1413-80502006000200006>.
- Companhia Nacional de Abastecimento (2020). Boletim das safras 2020. <https://www.conab.gov.br/info-agro/safras>
- Domingues, M. S., & Bermann, C. (2012). O arco de desflorestamento na Amazônia: Da pecuária à soja. *Ambiente & Sociedade*, 15, 1-22. <https://doi.org/10.1590/S1414-753X2012000200002>
- Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (2018). *2018/2019 a 2028/2029 – Projeções de Longo Prazo*.
- Fearnside, P. M. (2022). O cultivo da soja como ameaça para o meio ambiente na Amazônia brasileira (pp. 55–80). In P. M. Fearnside (Ed.), *Destruição e conservação da floresta Amazônica* (356 p.). Editora do INPA.
- Ferreira Filho, J. B. S. F., Ribeira, L. A., & Horridge, J. M. (2015). The control of deforestation and the expansion of agricultural supply in Brazil. *American Journal of Agricultural Economics*, 97(2), 587-601. <https://doi.org/10.1093/ajae/aav004>
- Freitas, R. E., & Mendonça, M. A. A. (2016). Expansão agrícola no Brasil e a participação da soja: 20 anos. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, 54, 497-516. <https://doi.org/10.1590/1234-56781806-94790540306>.
- Garcia, J. R., & Romeiro, A. R. (2021). Agricultura brasileira: Desafios frente à restrição ambiental. *Terceira Margem Amazônia*, 7(17), 33-53. <http://dx.doi.org/10.36882/2525-4812.2021v7i17>.
- Gomes, S. C., & Braga, M. J. (2008). Determinantes da produtividade total dos fatores na Amazônia Legal: Uma aplicação de dados em painel. *Amazônia: Ciências & Desenvolvimento*, 3(6), 127-146. <http://doi: 10.5338/amaz.ciend.2008.03.06.127-146>.
- Grau, H. R., & Aide, M. (2008). Land use transition in Latin America. *Ecology and Society*, 13, 1-10.
- Greene, W. H. (2003). *Econometric analysis* (5th ed.). Prentice Hall.
- Hadri, K. (2000). Testing for stationarity in heterogeneous panel data. *Econometrics Journal*, 3, 148-161. <https://doi.org/10.1111/1368-423X.00043>
<https://doi.org/10.1111/1468-0084.0610s1631>
- Maddala, G. S., & Wu, S. (1999). A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(S1), 631-652.

Nicholson, W., & Snyder, C. (2005). *Microeconomic theory: Basic principles and extensions* (10th ed.). South-Western & Thomson Learning.

Perz, S. G., & Skole, D. L. (2003). Secondary forest expansion in the Brazilian Amazon and the refinement of forest transition theory. *Society and Natural Resources*, 16(3), 277-294. <https://doi.org/10.1080/08941920390178856>.

Projeto MapBiomas (2024). Coleção 9 da Série Anual de Mapas da Cobertura e Uso do Solo do Brasil. <https://data.mapbiomas.org/dataset.xhtml?persistentId=doi:10.58053/MapBiomas/VEJDZC>

Saath, K. C. O., & Fachinello, A. L. (2018). Crescimento da demanda mundial de alimentos e restrições do fator terra no Brasil. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, 56(2), 195-212. <https://doi.org/10.1590/1234-56781806-94790560201>

Santos, M. A., Ferreira Filho, J. B. S., Vieira Filho, J. E. R., & Ywata, A. X. C. (2017). *Setor agropecuário brasileiro pós-novo Código Florestal: Uma simulação de impactos econômicos* (Texto para Discussão No. 2320). Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea). <https://repositorio.ipea.gov.br/handle/11058/8039>

Silberberg, E. (2001). *The structure of economics: A mathematical analysis* (3rd ed.). McGraw-Hill.

Varian, H. R. (1992). *Microeconomic analysis* (3rd ed.). W. W. Norton & Company.

ARRECADAÇÃO DO IMPOSTO PREDIAL E TERRITORIAL URBANO E COMPLEXIDADE ECONÔMICA: UMA ANÁLISE COM PAINEL DINÂMICO

Adilson Giovanini

Professor de Administração Pública da Universidade Federal de Santa Catarina (UFSC).

E-mail: adilson.giovanini@udesc.br

ID <https://orcid.org/0000-0001-8948-1186>

Helberto João França Almeida

Professor do Programa de Pós Graduação em Economia da Universidade Federal de Santa Catarina (PPGECO-UFSC).

E-mail: helberto.almeida@ufsc.br

ID <https://orcid.org/0000-0003-0163-0197>

Como citar este artigo: Giovanini, A., & Almeida, H. J. F. (2025). Arrecadação do Imposto Predial e Territorial Urbano e complexidade econômica: Uma análise com painel dinâmico. *Revista de Economia Mackenzie*, 22(1), 210-241. doi: 10.5935/1808-2785/rem.v22n1p.210-241

Recebido em: 11/2/2025

Aprovado em: 22/3/2025



Este artigo está licenciado com uma Licença Creative Commons - Atribuição-NãoComercial 4.0

Internacional

Resumo

Acemoglu e Robinson (2012) afirmam que as instituições alicerçam a trajetória histórica, econômica e política de uma sociedade. Por sua vez, as literaturas de complexidade econômica e de capacidade estatal defendem que o perfil da estrutura produtiva e o grau de estruturação dos governos locais influenciam na formação de instituições mais inclusivas. O presente estudo busca avaliar se o perfil da estrutura produtiva influencia no padrão de inclusão das instituições locais. Para tanto, utiliza o Imposto Predial e Territorial Urbano (IPTU) para mensurar a presença de instituições inclusivas ou extrativistas nos municípios brasileiros e o indicador de entropia de Shannon para mensurar a complexidade econômica. Nesse contexto, estimam-se regressões System-GMM em painel e testes de causalidade de Granger para 5.568 municípios brasileiros. Os resultados obtidos sinalizam que a presença de uma estrutura produtiva mais complexa influencia positivamente na formação de instituições mais inclusivas. Ademais, o número de servidores públicos e o grau de qualificação dos servidores mostram que a capacidade estatal também contribui para a formação de instituições inclusivas, ao passo que o IPTU defasado exerce influência negativa sobre a arrecadação atual.

Palavras-chave: Complexidade econômica; governos locais; Imposto Predial e Territorial Urbano (IPTU); instituições extrativistas; municípios.

Classificação JEL: O15, P48, H23.

INTRODUÇÃO

A literatura de desenvolvimento econômico não apresenta consenso no que se refere à relação de causalidade existente entre as instituições políticas e econômicas. Acemoglu e Robinson (2012) argumentam que a trajetória institucional deriva da presença de pluralismo político e de Estado de direito, os quais suscitam a maior participação da população nas arenas políticas e uma distribuição mais igualitária do poder político ao longo do tempo. Dessa forma, a mudança institucional, derivada do pluralismo político, deflagra mudanças no equilíbrio do poder político, capazes de criar um contexto mais favorável ao crescimento econômico.

A literatura de complexidade econômica enfatiza a influência da estrutura produtiva sobre a trajetória institucional (Hausmann & Klinger, 2007; Hidalgo

et al., 2007; Hidalgo & Hausmann, 2009; Hausmann et al., 2014). Em especial, Hartmann et al. (2016, 2017, 2022), Sbardella et al. (2017), Fawaz e Rahnama-Moghadamm (2019), Zhu et al. (2020), Lee e Vu (2020), Chu e Hoang (2020), Sepehrdoust et al. (2022), Khanzadi et al. (2022) e Ferraz et al. (2021) encontram evidências de que o nível de complexidade econômica e o perfil das exportações nacionais e regionais possuem relação negativa com o grau de concentração de renda. Precisamente, produtos mais complexos são mais difíceis de fabricar e demandam a formação de redes mais extensas de trabalhadores a compartilhar conhecimentos produtivos, o que favorece a formação de uma classe média ampla e a presença de uma distribuição mais igualitária de renda.

Uma terceira linha de pesquisa relaciona a adoção de políticas produtivas com a presença de burocracias estatais weberianas, dotadas de recrutamento meritocrático, carreiras profissionalizadas e capazes de ampliar o poder de agência dos governos locais (Evans et al., 1985; Evans & Rauch, 1999; Tilly, 2007; Evans, 2012). De acordo com essa literatura, é a estruturação do Estado e a formação de um arranjo institucional específico capaz de habilitá-lo a dialogar com a iniciativa privada, sem sucumbir aos seus interesses, que possibilitam a realização de políticas favoráveis ao crescimento econômico.

Em face dessas interpretações distintas sobre as relações de causalidade subjacentes à formação de instituições inclusivas, o estudo propõe avaliar se o perfil da estrutura produtiva coevolui com o grau de estruturação do Estado e com o padrão de formação das instituições locais, definidas com base na noção extrativista e inclusiva proposta por Acemoglu e Robinson (2012). Precisamente, o presente estudo busca responder à seguinte pergunta de pesquisa:

- A formação de instituições mais inclusivas, mensuradas com base na arrecadação de Imposto Predial e Territorial Urbano (IPTU), coevolui com o nível de estruturação dos governos locais e com o perfil da estrutura produtiva, identificada pelo Índice de Complexidade Econômica?

O objetivo principal é analisar a influência (se existe) entre o padrão de constituição da estrutura produtiva e a presença de instituições inclusivas nos municípios brasileiros, com a adição de variáveis de controle para o nível de estruturação dos governos locais.

A utilização da arrecadação *per capita* de IPTU para mensurar a presença de instituições inclusivas ou extrativistas se justifica, pois, segundo Leal Sobrinho

(2018), trata-se de um imposto de caráter recorrente, que possui duas funções primordiais, a saber: 1. fiscal, por constituir uma valiosa fonte de renda, e 2. social, visto que auxilia na implementação de políticas urbanas e sociais. Marenco et al. (2017), em complemento, enfatizam que ele é utilizado para realizar políticas redistributivas de renda, pois impõe perdas a interesses concentrados e propicia receitas aplicáveis em benefício dos grupos sociais desfavorecidos. Como ele é um tributo redistributivo, pago principalmente pelas classes mais abastadas, indaga-se que, em municípios com instituições econômicas extrativistas, a elite concentra poder político e o utiliza para capturar as instituições políticas e econômicas em benefício próprio, o que a dota das condições necessárias para resistir às reformas responsáveis por elevar a gravação de tributos redistributivos. Em contraponto, a presença de instituições inclusivas, na presença de pluralidade política, resulta em um equilíbrio de poder político mais favorável à redistribuição de renda, o que se traduz em maior arrecadação de IPTU (Marenco et al., 2017).

Para alcançar o objetivo de pesquisa, utiliza-se da abordagem econométrica. Precisamente, recorre-se à modelagem de Momentos Generalizados (GMM) para estimar as regressões. Além disso, para garantir maior entendimento aos resultados obtidos, realiza-se uma exposição e apresentação dos dados.

Além desta introdução, o artigo segue estruturado em mais quatro seções. A próxima seção apresenta a literatura de instituição extrativista-inclusiva, bem como estudos que indicam o conceito e as implicações de complexidade econômica. Posteriormente, uma seção traz os dados e os procedimentos metodológicos utilizados para alcançar o objetivo do estudo. Em seguida, há uma seção que discorre sobre os resultados obtidos. Por fim, fazem-se as considerações finais.

1

INSTITUIÇÕES INCLUSIVAS E COMPLEXIDADE ECONÔMICA

■ 1.1 A definição extrativista-inclusiva institucional

A discussão sobre democracia remonta ao conceito político-filosófico de democracia de assembleia e/ou direta, presente na pólis grega, para o qual o povo assume papel de protagonismo em um governo do povo, para o povo e

pelo povo. Contudo, Schumpeter (1984) se contrapõe ao conceito ao analisar as sociedades modernas, mais numerosas e complexas, e propor o conceito de representação. Assim, o autor define democracia como um método político, um arranjo institucional específico, responsável por conduzir para decisões políticas, legislativas e administrativas mais adequadas ao contexto capitalista, em que várias elites disputam de forma competitiva o voto popular e o poder de tomar decisões.

Para Schumpeter (1984), o que caracteriza a democracia é a existência de várias elites em constante competição pelo poder político, sendo o voto um mecanismo de estabilização por meio do qual os cidadãos escolhem as pessoas mais aptas para tomar decisões. Ao propor uma teoria pluralista da democracia, em 1956, Dahl (1996) amplia essa definição. De acordo com o autor, os recursos responsáveis por determinar a distribuição do poder político se encontram dispersos entre diferentes grupos da sociedade. Assim, a definição de poliarquia enfatiza a existência de um governo democrático em grande escala, existente apenas em sociedades pluralistas, no qual o poder se encontra disperso entre muitos cidadãos com interesses distintos, em um contexto em que nenhuma classe ou grupo é capaz de se impor integralmente (Dahl, 1996). Portanto, para o autor, não existe um poder único e sim uma multiplicidade de centros de poder, distribuídos em associações voluntárias de indivíduos com interesses políticos, econômicos e/ou culturais semelhantes, os quais se juntam para influenciar no processo decisório e participar na formulação das políticas públicas.

A participação direta, presente na doutrina clássica de democracia, é substituída por Dahl (1997) pela competição e negociação entre grupos de interesse, devido à distribuição desigual dos recursos regulados pelo mercado, o que resulta em equilíbrios específicos de poder em cada sociedade. A distribuição ampla do poder e a existência de uma multiplicidade de grupos com interesses distintos e com representação política garantem a existência de pluralismo político, fator que impede a captura dos mecanismos institucionais por grupos ou indivíduos específicos. A multiplicidade representativa resulta, assim, na neutralização recíproca dos grupos em conflito, o que conserva a liberdade política e de associação e implica um padrão não cumulativo de desigualdades. Na ausência de representatividade ampla, o equilíbrio no poder político pende em direção a grupos específicos, o que pode conduzir à formação de sociedades menos igualitárias.

Acemoglu e Robinson (2012) avançam na análise dos efeitos decorrentes do modo como o poder político se encontra distribuído na população ao

argumentarem que são os processos políticos que definem a forma como as instituições econômicas são formatadas, visto que delimitam a capacidade dos cidadãos em controlar e influenciar o comportamento dos políticos, o que, por seu turno, determina se os políticos atuam em favor dos cidadãos ou em benefício próprio. Para compreender as diferenças de desempenho econômico entre os países, é preciso sair do campo econômico e ir para o campo político, para entender diante de quais incentivos as decisões políticas são tomadas.

Segundo Acemoglu e Robinson (2012), existem dois tipos principais de instituições, a saber: 1. extrativistas e 2. inclusivas. As instituições extrativistas são compostas por grupos locais organizados que extraem riquezas às custas da sociedade, com enfoque apenas no enriquecimento pessoal. Essas instituições não criam incentivos para que as pessoas invistam e inovem, sendo as arenas políticas capturadas e organizadas de modo a consolidar a elite no poder e gerar uma sociedade com renda concentrada em um pequeno extrato.

Os países submetidos às instituições políticas e econômicas extrativistas não geram incentivos persistentes ao crescimento econômico, pois a elite controla os recursos e utiliza os aparatos políticos para reduzir o poder dos oponentes. A captura de rendas (*rent-seeking*), decorrente desse controle, resulta em círculos econômicos viciosos, pois aqueles que se encontram no poder se beneficiam da extração de recursos, utilizados para resguardar seus interesses. De acordo com o autor, as elites recorrem aos aparatos políticos para reforçar a desigualdade de oportunidades sociais, o que desestimula a qualificação, o investimento e a inovação, e gera um contexto de incentivos perniciosos ao crescimento econômico (Acemoglu & Robinson, 2012).

Fato é que a elite possui incentivo para manter e reforçar as instituições extrativistas, pois as instituições econômicas favoráveis ao progresso econômico tendem a redistribuir renda e poder político em detrimento do grupo dominante. Nas palavras de Acemoglu e Robinson (2012, p. 89):

[...] a oposição ao crescimento econômico possui sua própria lógica, que infelizmente tem sua coerência. O crescimento econômico e a mudança tecnológica são acompanhados do que o grande economista Joseph Schumpeter chamou de "destruição criativa": substituem o velho pelo novo. Novos setores atraem e desviam recursos dos antigos. Novas empresas absorvem os negócios daquelas já estabelecidas. Novas tecnologias tornam obsoletas as

competências e equipamentos existentes. O processo de crescimento econômico e as instituições inclusivas sobre as quais ele se baseia criam tanto perdedores quanto vencedores na arena política e no mercado econômico. É o temor da destruição criativa que, em geral, se encontra na origem da oposição [da elite dominante] às instituições políticas e econômicas inclusivas.

Assim, o progresso econômico caracteriza-se pelo avanço de novos empresários e comerciantes, que passam a questionar os privilégios comerciais e os direitos exclusivos de exploração utilizados pela elite para controlar os recursos produtivos estratégicos. Também resulta em uma classe média crítica sobre questões sociais. Fatores que se somam para impor não apenas perdas no campo econômico, mas, e sobretudo, perdas políticas para a elite. Diante da possibilidade de questionamento do seu domínio político, ela se opõe à industrialização e ao progresso econômico. Portanto, os países pobres são pobres porque os detentores do poder fazem escolhas que geram pobreza. Erram não por equívoco ou ignorância, mas com vistas a controlar recursos estratégicos, concentrar o poder político e evitar questionamentos sobre os instrumentos de controle utilizados (Acemoglu & Robinson, 2012, p. 89).

Nesse cenário, os países com menor nível de renda permanecem nessa situação não por ignorância ou falta de compreensão dos dirigentes políticos sobre as políticas que poderiam prover o crescimento econômico. As políticas recomendadas pela comunidade internacional são, na melhor das hipóteses, parcialmente adotadas devido à aversão do grupo dominante em gerar condições que possam conduzir para questionamentos sobre a estrutura de privilégios estabelecida. Isso não significa que países com instituições extrativistas não observam crescimento econômico. Porém, este tende a se manter apenas enquanto os interesses do grupo dominante não forem questionados. A partir do momento em que os novos empresários e comerciantes passam a barganhar maior poder político e reformas econômicas, a elite tende a reagir, para manter o seu controle, mesmo que isso implique sacrificar o crescimento econômico (Acemoglu & Robinson, 2012).

Por sua vez, as instituições inclusivas são definidas por Acemoglu e Robinson (2012, p. 79) como:

[A]quelas que possibilitam e estimulam a participação da grande massa da população em atividades econômicas que façam o melhor uso possível de seus talentos e habilidades e permitam aos indivíduos fazerem as escolhas que bem entenderem. Para serem inclusivas, as instituições econômicas devem incluir segurança da propriedade privada, sistema jurídico imparcial e uma gama de serviços públicos que proporcionem condições igualitárias para que as pessoas possam realizar intercâmbios e estabelecer contratos, além de possibilitar o ingresso de novas empresas e permitir a cada um escolher sua profissão.

Assim, as instituições inclusivas estão associadas à ampla participação política da população, o que resulta em igualdade de oportunidades, maior empreendedorismo, serviços públicos de qualidade e direitos de propriedade baseados em normas claras, capazes de ensejar o melhor funcionamento aos mercados. Advém, desse modo, uma distribuição mais equitativa de recursos, maior poder político aos cidadãos e condições igualitárias quanto à disputa pelo poder, o que torna mais difícil para um grupo específico se apropriar das instituições políticas e reprimir as massas em favor de interesses próprios.

Para Acemoglu e Robinson (2012), direitos de propriedade claramente definidos são importantes para a formação de instituições econômicas inclusivas, pois, se os agentes acreditarem que a sua produção pode ser roubada, expropriada ou tributada de forma exagerada, eles não terão incentivo para trabalhar, investir e inovar. Dessa forma, é necessário garantir o amplo acesso da população a esse direito, à liberdade de trabalho e aos recursos produtivos.

Para além de garantir o direito de propriedade, é necessário garantir o direito à propriedade e gerar condições iguais para todos. A ampla capacidade da população, e não apenas de uma elite restrita, em participar do processo político se mostra de suma importância para que se consolidem instituições inclusivas, sendo “necessário considerar de forma mais ampla os fatores que determinam como o poder político se distribui na sociedade, sobretudo a capacidade de diferentes grupos de agir coletivamente em busca de seus objetivos ou impedir outros de atingirem os seus” (Acemoglu & Robinson, 2012, p. 50).

Dessa forma, a política e a distribuição do poder político importam e permitem o modo como as instituições políticas e econômicas são concebidas. Isso implica afirmar que a composição das instituições econômicas, se inclusivas ou extrativistas, depende do equilíbrio derivado das forças políticas, o que é determinado pelas pessoas ou pelos grupos que vencerem esse jogo,

visto que “quem conseguir mais apoio, obtiver mais recursos e formar mais alianças” será o vencedor (Acemoglu & Robinson, 2012, p. 84).

Destarte, a distribuição do poder político entre os diferentes grupos que compõem a sociedade determina se ela observará a formação de instituições políticas e econômicas inclusivas ou extrativistas:

As instituições políticas de uma sociedade são determinantes cruciais do resultado do jogo. São as regras que regem os incentivos políticos. Definem como o governo é escolhido e que parte de sua estrutura possui o direito de fazer o quê. As instituições políticas definem quem são os detentores de poder na sociedade e para que fins ele pode ser utilizado. Se a distribuição de poder for estreita e irrestrita, as instituições políticas serão absolutistas [...]. Sob instituições políticas absolutistas [...] os detentores do poder dispõem de meios para implementar instituições econômicas visando ao próprio enriquecimento e aumento de seu poder, em detrimento da sociedade. Em contrapartida, as instituições políticas promotoras de ampla distribuição de poder na sociedade e sujeitas às suas restrições são pluralistas. Em vez de ser investido em um único indivíduo ou grupo limitado, o poder político é depositado nas mãos de uma coalizão ampla ou uma pluralidade de grupos (Acemoglu & Robinson, 2012, pp. 85-86).

Assim, o modo como o poder político é distribuído determina o padrão de instituições políticas vigentes. A concentração dos recursos produtivos em um pequeno grupo concede à elite o poder político necessário para que ela selecione as instituições econômicas mais favoráveis ao aumento e à perpetuação do seu poder, o que se traduz em enriquecimento pessoal às custas da sociedade. A elevação na riqueza consolida o seu poder político, o que a faz se perpetuar no poder e adotar instituições econômicas cada vez mais extrativistas.

Contudo, Acemoglu e Robinson (2012, p. 87) destacam o seguinte:

As instituições econômicas inclusivas, por sua vez, consolidam-se sobre os fundamentos lançados por instituições políticas da mesma ordem, que asseguram a ampla distribuição de poder por toda a sociedade e restringem seu exercício arbitrário. Tais instituições políticas dificultam também a usurpação do poder e enfraquecimento dos fundamentos das instituições inclusivas por terceiros. Os detentores do poder político não têm como usá-lo facilmente para implementar instituições econômicas extrativistas em benefício próprio. Já as instituições econômicas inclusivas geram uma distribuição mais equitativa de recursos, facilitando a persistência de instituições políticas inclusivas.

Como o baixo dinamismo econômico deriva da formação de instituições econômicas extrativistas, decorrentes de uma distribuição do poder político em favor de um grupo limitado de pessoas, o caminho para romper com a pobreza não se encontra na adoção de políticas econômicas, no auxílio financeiro e/ou na adoção de reformas econômicas e políticas de cima para baixo. Para romper com as instituições econômicas extrativistas, é necessário promover um processo gradual de construção e ampliação dos instrumentos responsáveis por propiciar a maior pluralidade política. Trata-se de estruturar e organizar, de forma gradual, os movimentos sociais, construir uma coalização ampla, composta por diferentes grupos, e criar os mecanismos responsáveis por conduzir a uma maior pluralidade representativa, de modo a “empoderar um segmento transversal bastante amplo da sociedade” (Acemoglu & Robinson, 2012, p. 442).

Portanto, para romper com os círculos viciosos geradores de baixo dinamismo econômico, é necessário o empoderamento da sociedade, o que demanda a construção dos meios participativos responsáveis por gerar uma distribuição mais equitativa do poder político. Não existe uma receita para isso, mas alguns fatores podem ajudar, como uma imprensa livre, a construção de instituições que estimulem a formação e perduração de coalizões políticas, e a formação de organizações na sociedade civil capazes de articular e coordenar as demandas da sociedade.

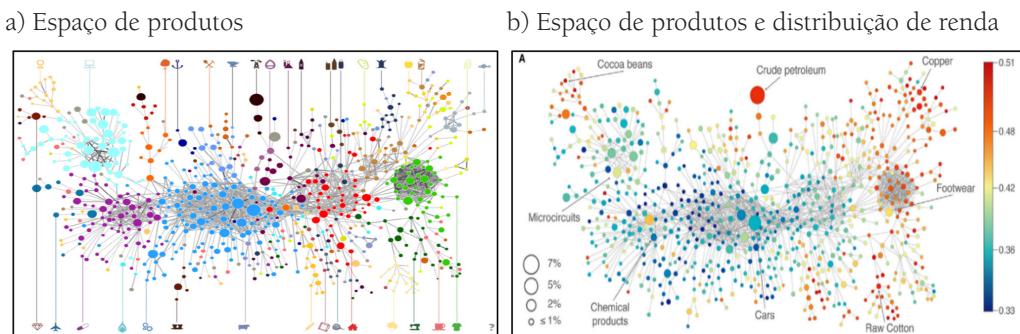
■ 1.2 Complexidade econômica e instituições inclusivas

Em oposição à corrente extrativista-inclusiva institucional e à literatura de pluralidade representativa, para as quais a trajetória econômica futura é determinada pela distribuição do poder político e pelos instrumentos de participa-

ção e representação ampla, a literatura de complexidade econômica salienta a importância dos fatores econômicos. Precisamente, as ferramentas de análise desenvolvidas por essa literatura (Hidalgo et al., 2007; Hidalgo & Hausmann, 2009; Tacchella, 2012; Cristelli et al., 2013; Hausmann et al., 2014) corroboram o argumento de que o perfil da estrutura produtiva (isto é, os produtos exportados pelos países) ajuda a explicar a distribuição de renda (Hartmann et al., 2016, 2017, 2022; Sbardella et al., 2017; Fawaz & Rahnama-Moghadamm, 2019; Zhu et al., 2020; Lee & Vu, 2020; Chu & Hoang, 2020; Sepehrdoust et al., 2022; Khanzadi et al., 2022; Ferraz et al., 2021) e está associado com o padrão de distribuição do poder político e com a presença de instituições inclusivas (Hartmann et al., 2017).

O espaço de produtos (Figura 1a) evidencia a estrutura entre as capacidades (*capabilities*) necessárias para fabricar os produtos e as oportunidades de diversificação produtiva (Hausmann et al., 2007). Dessa forma, o espaço de produtos é formado por um agrupamento central, composto por produtos de metal, máquinas e químicos, e cinco agrupamentos periféricos, de vestuário e têxteis, eletrônicos, florestas e papel e mineração. Esses agrupamentos são densamente conectados, demandam elevado número de capacidades e formam redes extensas de trabalhadores. Por sua vez, a periferia é composta por produtos primários, como petróleo cru, os quais demandam poucas capacidades e não formam redes extensas de trabalhadores.

Figura 1
Espaço de produtos



Nota. a escala no mapa à direita identifica o Índice de Gini associado a cada produto.

Fonte: Adaptada de Hausmann et al. (2014) e Hartmann et al. (2017).

Os países que se encontram nos agrupamentos densamente conectados, no centro, conseguem diversificar a sua estrutura produtiva e elevar a sua renda, pois já possuem a maioria das capacidades necessárias e se deparam com novos produtos que podem fabricar. Para isso, precisam apenas adquirir uma ou algumas capacidades adicionais. Por sua vez, os países que se encontram na periferia fabricam produtos que demandam capacidades específicas. Para fabricarem novos produtos, eles precisam adquirir capacidades inteiramente novas, o que exige investimentos superiores aos ganhos e se traduz no aprisionamento em um baixo nível de renda (Hausmann & Klinger, 2007).

Assim, a topografia do espaço de produtos (isto é, a estrutura de relacionamento entre os produtos) mostra que os países se deparam com oportunidades distintas de crescimento econômico, a depender dos produtos fabricados. Alguns países conseguem diversificar a produção e aumentar o nível de renda com facilidade, ao passo que outros permanecem presos na periferia, em baixos níveis de renda (Hausmann et al., 2014).

Trata-se de um resultado central que ajuda a explicar por que os países com menor renda têm dificuldade em construir instituições econômicas mais inclusivas. Conforme destacado por Hartmann et al. (2017), os produtos localizados no centro do espaço de produtos (Figura 1b), como aeronaves e instrumentos de precisão, estão associados a uma distribuição mais equitativa da renda. A fabricação desses produtos demanda a formação de redes extensas de trabalhadores e favorece a distribuição mais equitativa da riqueza e do poder político, elementos necessários para a formação de instituições políticas e econômicas inclusivas. Os países especializados na fabricação de produtos localizados na periferia do espaço de produtos, como soja e minério de ferro, tendem a ter recursos produtivos concentrados em poucas mãos, o que resulta na distribuição mais desigual do poder político e em menores oportunidades de crescimento econômico (Acemoglu & Robinson, 2012).

Para Hartmann et al. (2017), grande parte das instituições são criadas no ambiente de trabalho e dependem dos bens fabricados, pois as pessoas passam a maior parte do tempo e aprendem a interagir e a colaborar no ambiente de trabalho. Atividades produtivas diferentes resultam em diferenças marcantes nas instituições e na cultura. Assim, as instituições rígidas e o respeito às regras e à hierarquia, típicos de atividades como produção de minério de ferro e extração de petróleo, não se mostram adequadas para a fabricação de bens intensivos em conhecimento, como softwares e aeronaves, para os quais a criatividade é mais importante do que a obediência a um conjunto predefinido de regras.

Indústrias menos complexas dependem da disponibilidade de recursos naturais que tendem a ser controlados por pessoas ou grupos específicos, são mais intensivas em trabalho, pagam menores salários e exibem uma distribuição mais desigual nas remunerações. A extração de petróleo, por exemplo, pode gerar elevados níveis de renda média, mas dificilmente resultará na formação de instituições inclusivas, pois cria condições favoráveis à concentração do poder político (Hartmann et al., 2017).

Nesse cenário, indústrias mais complexas dependem da formação de uma extensa rede de trabalhadores qualificados, pagam melhores salários e tendem a exibir distribuições mais igualitárias das remunerações, o que implica a formação de uma classe média ampla. Como resultado, “os países que exportam indústrias complexas tendem a ser mais inclusivos e têm níveis mais baixos de desigualdade de renda do que os países que exportam produtos mais simples”, o que resulta em maior pluralidade representativa e na distribuição mais equitativa do poder político (Hartmann et al., 2017, p. 3). Assim, é de se esperar que a construção de instituições mais inclusivas coevolu com o perfil da estrutura produtiva.

Portanto, observa-se uma convergência entre as contribuições teóricas e empíricas realizadas por Acemoglu e Robinson (2012) e pela literatura de complexidade econômica. Dessa maneira, ambas apontam para a coevolução entre a distribuição do poder político e o perfil da estrutura produtiva. Nos países capitalistas em que a estrutura produtiva é complexa, surgem condições mais favoráveis à formação de uma ampla pluralidade representativa, caracterizada pela existência de diferentes grupos de interesse imersos em um processo intenso de competição pelo poder político, o que garante a neutralização recíproca dos interesses individuais e um equilíbrio político favorável ao crescimento econômico e à inclusão social. Por sua vez, a fabricação de produtos menos complexos resulta em uma assimetria no acesso aos recursos econômicos, o que se reflete em uma distribuição mais desigual do poder político, no prevalecimento de grupos e interesses específicos, e na captura das instituições políticas, as quais passam a ser utilizadas em benefício próprio, em detrimento do crescimento econômico e da geração de oportunidades de inserção social.

2

PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS

■ 2.1 Base de dados

A base de dados é composta por informações com frequência anual, coletadas para o período de 2005 a 2016, para 5.568 municípios brasileiros. De maneira mais precisa, os dados coletados buscam mensurar os fatores que podem influenciar na gravação de IPTU e, logo, na presença de instituições mais inclusivas em âmbito local. Os dados utilizados no presente estudo são apresentados na Tabela 1.

Tabela 1

Dados utilizados discriminados por fonte

| Variável | Descrição | Fonte |
|---------------|--|---------------------------|
| <i>IPTU</i> | Logaritmo da arrecadação de IPTU, em R\$ | Ipea |
| <i>Transf</i> | Transferências constitucionais obrigatórias da União (R\$) para os municípios dividida pela receita corrente, em logaritmo | Compara Brasil, 2005-2017 |
| <i>Comp</i> | Índice de Complexidade Econômica, entropia de Shannon | Rais/MTE |
| <i>Tech</i> | Proporção de empregos em atividade de média alta e alta intensidade tecnológica | Rais/MTE |
| <i>Fun</i> | Logaritmo do número de funcionários empregados nos governos locais | Rais/MTE |
| <i>Est</i> | Logaritmo do número de servidores públicos estatutários | Rais/MTE |
| <i>Sup</i> | Proporção de servidores públicos com ensino superior | Rais/MTE |
| <i>Pop</i> | Número de habitantes (em logaritmo) | IBGE/MTE |
| <i>Zona</i> | Variável binária para centro de zona | Regic/IBGE |
| <i>Sub</i> | Variável binária para centro sub-regional | Regic/IBGE |
| <i>Cap</i> | Variável binária para capital regional | Regic/IBGE |
| <i>Met</i> | Variável binária para metrópole | Regic/IBGE |
| <i>Ideo</i> | Variável contínua para o espectro ideológico do prefeito | Munic |
| <i>Elet</i> | Ano eleitoral | Munic/IBGE |

Fonte: Elaborada pelos autores.

Os dados de arrecadação de IPTU, em R\$, deflacionados pelo IPCA, foram extraídos da base de dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), sendo expressos em logaritmo. De acordo com Afonso e Araújo (2012), o IPTU é de fácil percepção pelas partes pagadoras, o que ocasiona pressão sobre os gestores públicos locais que, agravada pela concentração do poder político nas elites locais, favorece a menor gravação (Hollenbach & Silva, 2018; Granai et al., 2020). Contudo, observa-se uma relação negativa e forte entre o montante arrecadado de IPTU e o grau de concentração de renda (Marenco et al., 2017), sendo esse tributo capaz de refletir o modo como o poder político se encontra distribuído entre os diferentes grupos locais e a capacidade de construção de instituições inclusivas em âmbito local.

A proporção da receita corrente originária de transferências de recursos do governo federal (*Transf*) identifica a dependência de recursos oriundos de transferências constitucionais obrigatórias da União em relação à receita corrente municipal. Assim, essa variável é adicionada para testar a hipótese de que os municípios que possuem mais recursos oriundos de transferências preferem gravar menos IPTU (Leal Sobrinho, 2018; Marenco et al., 2017; Ramel- li, 2019; Ferreira, 2014; Orair & Albuquerque, 2017; Afonso et al., 2012; Mattos et al., 2011).

O nível de complexidade das estruturas produtivas locais é mensurado com base nos dados de empregos disponibilizados pela Relação Anual de Informações Sociais (Rais), por meio do indicador de entropia proposto por Shannon (1948). Conforme destacado na seção 1.2, o argumento subjacente à adição dessa variável é que o perfil da estrutura produtiva influencia nas relações de poder, na distribuição de recursos e nas oportunidades de participação política. A fabricação de bens mais complexos demanda a formação de cadeias mais longas de agentes a compartilhar informações, o que favorece a formação de uma classe média ampla, mais receptiva às políticas redistributivas. A fabricação de produtos menos complexos, em contrapartida, favorece a concentração dos recursos em poucas mãos, o que resulta na formação de uma elite local menos receptiva às políticas redistributivas, e, por isso, espera-se uma relação positiva entre o Índice de Complexidade Econômica (*Comp*) e o montante arrecadado de IPTU (Hartmann et al., 2017; Chu & Hoang, 2020; Sepehrdoust et al., 2022; Ferraz et al., 2021; Hartmann et al., 2022).

A proporção de empregos gerados em atividades de média alta e alta intensidade tecnológica (*Tech*) é obtida a partir da classificação das atividades produtivas por intensidade tecnológica, com base na quarta revisão da *International Standard Industrial Classification of All Economic Activities – Isic* (United

Nations, 2015). Dessa maneira, a variável identifica se o padrão de intensidade tecnológica da produção local influencia na presença de instituições inclusivas.

Além das variáveis que capturam as características da estrutura produtiva local, também são adicionadas três variáveis que identificam a presença de capacidades estatais nos governos locais, tabuladas com base nos dados de empregos disponibilizados pela Rais. O número de funcionários públicos (*Fun*) identifica os empregos gerados pelo setor público municipal em 19 vínculos distintos¹. O logaritmo do número de funcionários estatutários (*Estat*) discrimina o número de empregos municipais em três vínculos: estatutário, estatutário RGPS e estatutário não efetivo. Já a proporção de servidores públicos com ensino superior (*Sup*) é obtida por meio da divisão do número de empregos com ensino superior completo e com pós-graduação pelo total de empregos nos 19 vínculos supracitados.

As variáveis *Fun*, *Estat* e *Sup* testam as hipóteses weberianas de que o maior aparelhamento dos governos locais, a maior proporção de servidores de carreira e a maior qualificação, respectivamente, favorecem a estruturação dos governos locais e a realização de políticas econômicas (Grindle, 1996; Evans, 2012; Tilly, 2007). A literatura de capacidades estatais aponta que o grau de profissionalização dos governos locais influencia na arrecadação de IPTU (Granai et al., 2020; Marenco et al., 2017).

A população municipal (*Pop*), em logaritmo, é tabulada a partir de dados disponibilizados pelo IBGE e identifica se o tamanho do município influencia na arrecadação de IPTU. Como esse tributo demanda elevado investimento inicial e envolve desafios técnicos consideráveis, derivados da necessidade de se mapear os imóveis, municípios menores preferem recorrer a outros tributos, mais fáceis de gravar (Sepúlveda & Vazques, 2009; Marenco et al., 2017; Afonso et al., 2012; Leal Sobrinho, 2018; Orair & Albuquerque, 2017; Sell et al., 2021). Portanto, o tamanho do município guarda relação direta com o montante gravado de IPTU. Ademais, em municípios maiores a população tende a se concentrar nos centros urbanos, o que eleva o número de imóveis urbanos e resulta em um contexto mais favorável à participação política e à pluralidade participativa, fatores que contribuem para a maior arrecadação de IPTU e para a formação de instituições inclusivas.

1 CLT U/PJ Ind; CLT U/PF Ind; CLT R/PJ Ind; CLT R/PF Ind; Estatutário; Estatutário RGPS; Estatutário não Efetivo; Avulso; Temporário; Aprendiz; CLT U/ PJ Determinado; CLT U/PF Determinado; CLT R/PJ Determinado; CLT R/ PF Determinado; Diretor; Contrat Prazo Determinado; Contrat TMP Determinado; Contrat Lei Estadual; Contrat Lei Municipal.

O ano eleitoral e o peso ideológico identificam o efeito do ciclo eleitoral e da orientação política dos gestores públicos locais sobre a adoção de políticas redistributivas. Essas variáveis são tabuladas a partir das informações disponibilizadas pela Pesquisa de Informações Básicas Municipais (Munic), sendo o indicador de ideologia política construído com base na classificação proposta por Bolognesi, Ribeiro e Codato (2022). Ele assume valores contínuos no intervalo entre 0 e 1, em que 0 identifica partidos de extrema esquerda, e 1, partidos de extrema direita.

Por fim, são adicionadas variáveis binárias para a hierarquia urbana, extraída da pesquisa Regic (Moura et al., 2021), para centro local, centro de zona, centro sub-regional, capital regional e metrópole, sendo centro local mantido na base. A hipótese avaliada é que os municípios que exibem maior centralidade regional possuem maior gravação de IPTU.

■ 2.2 Procedimentos econôméticos

A análise empírica tem por finalidade fornecer bons estimadores. Assim, para evitar problemas de endogeneidade – a saber: municípios com arrecadação de IPTU mais elevada podem desenvolver um arcabouço institucional melhor –, utilizam-se instrumentos exógenos para identificar a influência das instituições sobre a arrecadação do IPTU. De forma mais precisa, estimam-se modelos *System-GMM* com base em Granai et al. (2020) e Marenco et al. (2017), sendo a equação que descreve os fatores que influenciam na formação de instituições inclusivas nos governos locais definida por:

$$\begin{aligned} IPTU_{m,t} = & \beta_0 + \beta_1 IPTU_{m,t-1} + \beta_2 Transf_{m,t} + \beta_3 Comp_{m,t} + \beta_4 Div + \beta_5 Fun_{m,t} \\ & + \beta_6 Est_{m,t} + \beta_7 Sup_{m,t} + \beta_8 Pop_{m,t} + \beta_9 Den + \beta_{10} Zona_{m,t} + \beta_{11} Sub_{m,t} \\ & + \beta_{12} Cap_{m,t} + \beta_{13} Met_{m,t} + \beta_{14} Ideo_{m,t} + \alpha_0 Z_m + \varepsilon_t, \end{aligned} \quad (1)$$

em que $IPTU_{mt}$ identifica a arrecadação de IPTU para o município m no período t ; $Transf$ é a proporção de receitas correntes oriundas de transferências; $Comp$ é o Índice de Complexidade Econômica de cada município; Div é o nível de diversificação produtiva; $Fun_{m,t}$ é o logaritmo do número de funcionários na administração pública municipal; Est é a proporção de funcionários estatutários; Sup é a proporção de funcionários com ensino superior; $Pop_{m,t}$ é o logaritmo do número de habitantes; $Den_{m,t}$ é a densidade demográfica; $Zona$, Sub , Cap e Met são variáveis binárias para centro de zona, centro sub-regional,

capital regional e metrópole; $Ideo$ é a ideologia política; Z_m são variáveis adicionais de controle, conforme especificado na Tabela 1; e ε_t , um termo de erro.

A equação descrita em (1) é estimada no formato em painel, a saber:

$$Y_{m,t} = X_{m,t}\beta + Z_m\alpha + \varepsilon_v \quad (2)$$

sendo $X_{m,t}$ uma matriz composta por k regressores, incluindo as variáveis a serem estimadas e uma constante; Z_m identifica a heterogeneidade ou efeito individual. Dessa forma, as características específicas de cada município não variam ao longo do tempo.

O modelo com dados em painel dinâmico recorre aos valores defasados da variável em análise, $Y_{m,t}$, utilizados para identificar a dinâmica temporal mediante a estimação da seguinte regressão:

$$Y_{m,t} = \delta_0 Y_{m,t-1} + X_{m,t}\beta + Z_m\alpha + \varepsilon_{mt}, \quad (3)$$

$$\varepsilon_{mt} = \theta_m + \eta_{m,t}, \quad (4)$$

em que $|\delta_0| < 0$ e θ_m e $\eta_{m,t}$ são os componentes gerados pela decomposição do termo de erro. Esse modelo básico pode ser estendido mediante a adição das variáveis $X_{m,t}$, para se obter um modelo em painel autorregressivo. Precisamente:

$$Y_{m,t} = \delta_0 Y_{m,t-1} + X_{m,t}\beta_1 + X_{m,t-1}\beta_2 + Z_m\alpha + \theta_m + \eta_{m,t}, \quad (5)$$

Como $\beta_2 = -\delta\beta_1$, ele pode ser reescrito por:

$$Y_{m,t} = \delta_0 Y_{m,t-1} + X_{m,t}\beta_1 + \bar{\omega}_l + \vartheta_{m,t}, \quad (6)$$

sendo $\vartheta_{m,t} = \delta\vartheta_{m,t-1} + \eta_{m,t}$ e $\theta_m = (1 - \delta) \bar{\omega}_l$.

A estimação de modelos dinâmicos em painel pode gerar problemas de endogeneidade, em virtude da correlação existente entre $Y_{m,t-1}$ e o termo de erro $\varepsilon_{m,t}$, através de θ_m . Como resultado, os estimadores de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) são enviesados e não consistentes, independentemente da presença de autocorrelação em $\eta_{m,t}$. O Método de Momentos Generalizado (GMM) é utilizado para corrigir esse problema, através da estimação em *diference-GMM*, a qual utiliza o mínimo de restrições possível sobre os momentos para encontrar um estimador consistente e não enviesado. Em notação:

$$\begin{aligned}\Delta IPTU_{m,t} = & \beta_0 + \beta_1 \Delta IPTU_{m,t-1} + \beta_2 \Delta Transf_{m,t} + \beta_3 \Delta Comp_{m,t} + \beta_4 \Delta DIV + \\& \beta_5 \Delta Fun_{m,t} + \beta_6 \Delta Est_{m,t} + \beta_7 \Delta Sup_{m,t} + \beta_8 \Delta Pop_{m,t} + \beta_9 \Delta Den + \beta_{10} \Delta Zona_{m,t} + (7) \\& \beta_{11} \Delta Sub_{m,t} + \beta_{12} \Delta Cap_{m,t} + \beta_{13} \Delta Met_{m,t} + \beta_{14} \Delta Ideo_{m,t} + \alpha_0 Z_m + \varepsilon_t,\end{aligned}$$

Cabe informar que essa transformação não elimina o problema de endogeneidade, pois $\Delta \varepsilon_t$ é correlacionado com $\Delta Cap_{m,t}$. Para solucionar esse problema, Arellano e Bond (1991) sugerem excluir a primeira diferença de todas as variáveis. Porém, se a dimensão temporal do modelo for pequena, a adoção desse procedimento não resolverá o problema de endogeneidade, sendo recomendado estimar um modelo *System-GMM*, o qual recorre às defasagens para estimar os parâmetros por meio da combinação de duas técnicas distintas de estimação, a saber: 1. uma equação em nível que utiliza as defasagens em primeira diferença como instrumento; e 2. uma equação em diferença que utiliza as variáveis defasadas em nível como instrumento (Arellano & Bover, 1995; Blundell & Bond, 1998). O modelo *System-GMM* pode ser estimado de duas formas distintas: *one-step* e *two-step*. Segundo Windmeijer (2005), o segundo formato é mais eficiente, porém resulta em coeficientes que tendem a ser enviesados para baixo. A correção na matriz de covariância da estimação *two-step*, para amostras finitas, é utilizada para tornar as estimações mais eficientes (Windmeijer, 2005).

3

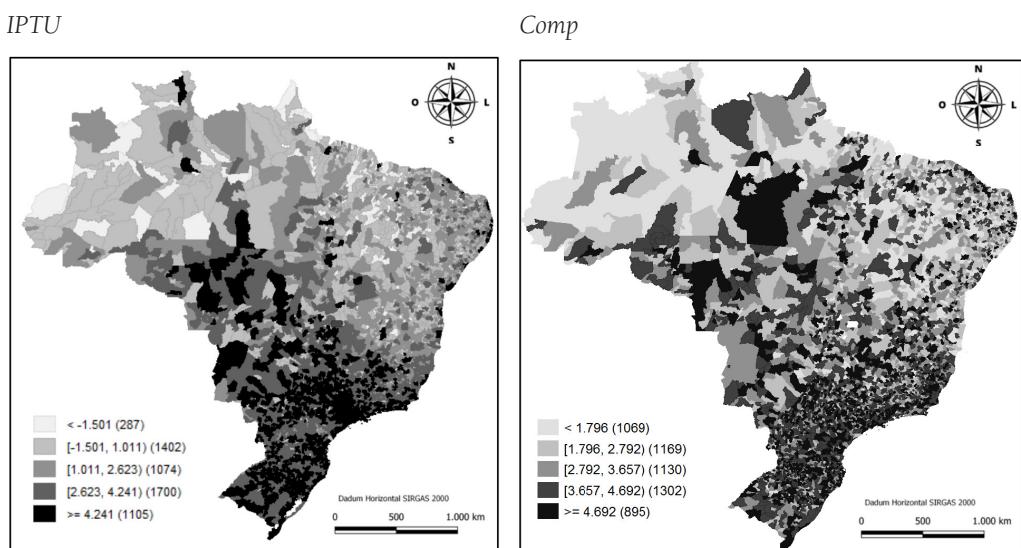
RESULTADOS

3.1 Estatísticas descritivas

A Figura 2 apresenta o logaritmo da arrecadação de IPTU, em valores monetários *per capita*. Os dados sinalizam que os municípios dispostos nas regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste (Norte e Nordeste) são os que possuem maior (menor) arrecadação. De maneira mais precisa, o maior agrupamento de municípios com arrecadação elevada é observado para o estado de São Paulo, com agrupamentos menores no Rio Grande do Sul e em Santa Catarina. A região Centro-Oeste também se destaca na figura devido à presença de municípios com arrecadação elevada. As regiões Norte e Nordeste registram baixa arrecadação.

Figura 2

Logaritmo da arrecadação de IPTU, em R\$ *per capita* (2017)

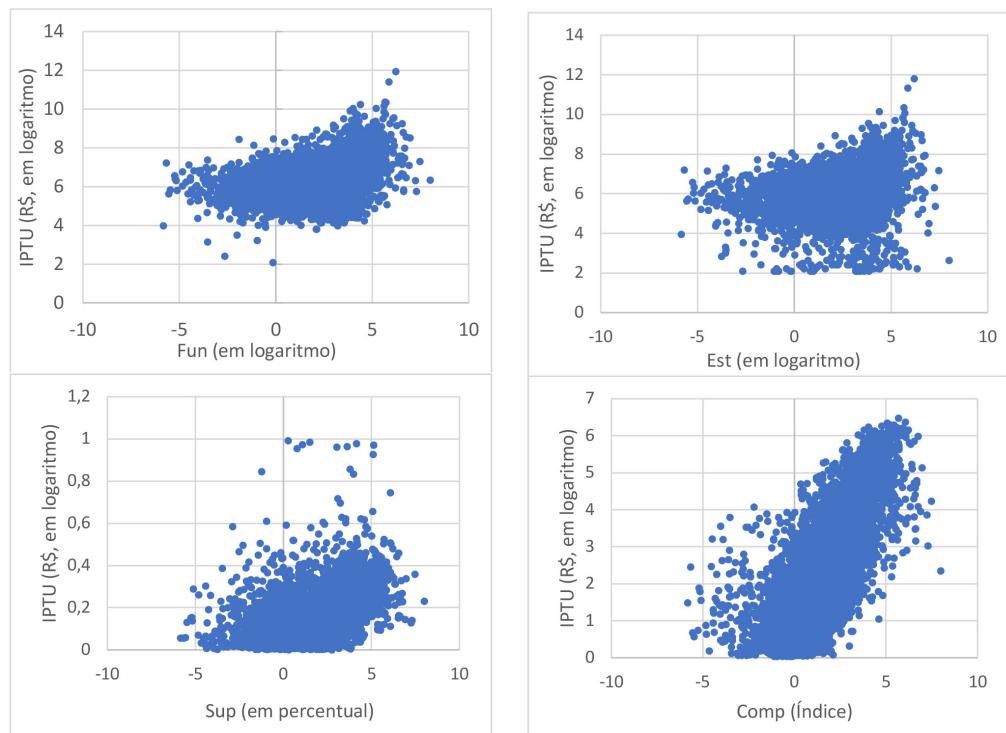


Fonte: Compara Brasil/IBGE.

A Figura 3 traz a arrecadação *per capita* de IPTU, em logaritmo, em relação às variáveis de capacidade estatal (*Fun*, *Est* e *Sup*) e ao Índice de Complexidade Econômica (*Comp*). Quando se visualiza a Figura 3, pode-se observar que *Est* é a variável que exibe menor correlação com IPTU para o ano de 2006, 0,05, seguido por *Fun*, 0,207, e *Sup* 0,434. Além disso, verifica-se que *Comp* possui correlação elevada com IPTU, 0,722, o que evidencia uma associação positiva e elevada entre o perfil da estrutura produtiva e a presença de instituições inclusivas.

Figura 3

Associação das variáveis de capacidade estatal e complexidade econômica com a arrecadação de IPTU, 2006



Fonte: Rais/Caged.

As regiões Sul e Sudeste também se destacam, com valores mais elevados para o indicador de entropia de Shannon, utilizado para mensurar o nível de complexidade da estrutura produtiva. As regiões Centro-Oeste, Nordeste e Norte, em contrapartida, exibem baixa complexidade econômica, precisamente apenas municípios isolados exibem valores elevados para esse indicador.

A Tabela 2 consolida a hipótese de que as regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste possuem maior arrecadação *per capita*. Dessa forma, a arrecadação de IPTU destaca-se por exibir maior elevação nos anos de 2005-2017. Os resultados corroboram o argumento de que a presença de indicadores de arrecadação mais elevada tende a se manter ao longo dos anos (Acemoglu & Robinson, 2012).

Tabela 2

Arrecadação de IPTU *per capita* discriminada por região do Brasil, anos selecionados (deflator IPCA 2020 = 100)

| Região | 2005 | 2010 | 2015 | 2017 | 2005-2017* |
|--------------|-------|-------|-------|-------|------------|
| Centro-Oeste | 20,25 | 27,39 | 37,24 | 42,59 | 22,34 |
| Nordeste | 3,76 | 5,37 | 7,64 | 8,15 | 4,39 |
| Norte | 3,38 | 5,79 | 8,38 | 9,54 | 6,16 |
| Sudeste | 51,76 | 63,94 | 72,36 | 80,62 | 28,85 |
| Sul | 42,09 | 55,78 | 75,96 | 83,28 | 41,19 |

Nota. *Variação no período.

Fonte: Adaptada pelos autores de Munic (2017).

■ 3.2 Regressões estimadas

Antes de indicar os resultados da estimação, cabe informar que o modelo apresenta boa robustez e consistência (bons resultados para os testes econométricos). Dessa forma, o critério de informação bayesiana (BIC), obtido para o teste de Andrews e Lu (2001), Tabela 3, informa que o modelo System-GMM com melhor ajuste é o estimado com duas defasagens, visto que o valor calculado, -518,676, é menor do que o modelo com apenas uma defasagem, -394,134. O teste de Hansen, 423,142, indica que esse modelo não apresenta

problema de sobreidentificação nos instrumentos. O teste de Arellano-Bond evidencia a existência de autocorrelação nos resíduos de segunda ordem, 0,195, e, assim, optou-se pelo modelo estimado com apenas uma defasagem.

Tabela 3

Testes estatísticos realizados

| Teste | Uma defasagem | Duas defasagens |
|----------------------------|---------------|-----------------|
| Andrews-Lu (BIC) | -394,134 | -518,676 |
| Andrews-Lu (AIC) | 414,995 | 203,142 |
| Andrews-Lu (HQIC) | 126,996 | -53,995 |
| Hansen | 660,995 | 423,142 |
| Arellano-Bond (AR1) | -8,535 | -5,222 |
| Arellano-Bond (AR2) | -11,522 | 0,195 |

Fonte: Elaborada pelos autores.

O coeficiente estimado para o modelo *System-GMM two-step* (Tabela 4) para o IPTU defasado é significativo ao nível de confiança de 95%, com sinal negativo. Dessa maneira, a arrecadação de IPTU, *coeteris paribus*, tende a se reduzir ao longo do tempo. A dependência de transferências, *Transf*, também é estatisticamente significativa ao nível de confiança de 95%, com coeficientes negativos, o que corrobora o argumento de que municípios com mais recursos oriundos de transferências optam por gravar menos IPTU (Orair & Albuquerque, 2017).

Tabela 4

Resultados encontrados para o modelo *System-GMM two-step*

| Variável | Coef. | EP | Variável | Coef. | EP |
|-----------|---------|-------|-----------|-----------|--------|
| L1.IPTU | -0,347* | 0,020 | Sup | 1,017* | 0,240 |
| Transf | -2,369* | 0,446 | L1.Sup | 0,304* | 0,128 |
| L1.Transf | -0,465* | 0,171 | Pop | -1,758 | 21,321 |
| Comp | 0,201** | 0,111 | L1.Pop | 25,565 | 20,261 |
| L1.Comp | 0,130* | 0,039 | Den | -20,020 | 15,231 |
| Tech | 0,122* | 0,052 | L1.Den | -2,868 | 2,018 |
| L1.Tech | 0,030* | 0,013 | Elet | -0,035* | 0,007 |
| Fun | 0,089* | 0,045 | L1.Elet | -0,019* | 0,008 |
| L1.Fun | 0,065* | 0,023 | Ideo | -0,069* | 0,015 |
| Est | 0,028 | 0,020 | L1.Ideo | -0,005 | 0,006 |
| L1.Est | 0,004 | 0,009 | β_0 | -145,017* | 96,817 |

Nota. *Significativo ao nível de confiança de 95%. As variáveis binárias adicionadas para a hierarquia urbana não são significativas, sendo excluídas do modelo.

Fonte: Elaborada pelos autores.

O Índice de Complexidade Econômica (*Comp*) é estatisticamente significativo para o nível de confiança de 95%, com sinal positivo. Esse resultado mostra que a construção de instituições mais inclusivas está relacionada com o nível de complexidade da estrutura produtiva. Conforme destacado por Hartmann et al. (2017), Chu e Hoang (2020), Sepehdoust et al. (2022) e Ferraz et al. (2021), as aptidões e capacidades possuídas pelos trabalhadores estão associadas aos bens fabricados em cada local. A fabricação de bens mais complexos demanda um conjunto maior de trabalhadores a compartilhar conhecimentos produtivos, o que resulta em maior igualdade de oportunidades, cria um contexto favorável à pluralidade participativa e reflete em instituições mais inclusivas.

A variável *Tech* exibe coeficientes significativos e com sinal positivo. Dessa forma, a presença de uma estrutura produtiva dotada de maior intensidade tecnológica favorece a gravação de tributos redistributivos e está associada com a presença de instituições mais inclusivas. As variáveis de capacidade

estatal, *Fun* e *Sup*, para a primeira defasagem, também são significativas ao nível de confiança de 95%. Os sinais encontrados para os coeficientes são positivos e indicam que governos locais maiores e com servidores públicos mais qualificados estão associados à presença de instituições mais inclusivas (Grindle, 1996; Evans, 2012; Tilly, 2007).

Entre as demais variáveis, apenas *Elet* e *Ideo*, em nível, são estatisticamente significativas. Os resultados obtidos sinalizam que a arrecadação de IPTU se reduz em anos eleitorais e que o espectro ideológico influencia na gravação de IPTU. Esses resultados corroboram o argumento de que os prefeitos recorrem à redução na arrecadação de IPTU como estratégia para angariar votos e de que a eleição de gestores públicos de partidos de esquerda favorece a adoção de políticas redistributivas (Marenco et al., 2017).

Os resultados gerados pelo modelo System-GMM são complementados com a estimação do teste de causalidade de Granger para dados em painel, proposto por Dumitrescu e Hurlin (2012), o qual corrobora os resultados encontrados². Os p-valores calculados tanto para o teste \bar{Z} quanto para o teste \tilde{Z} são próximos de zero e evidenciam a presença de coevolução entre o nível de complexidade da estrutura produtiva e a presença de instituições inclusivas, mensuradas por meio da arrecadação de IPTU.

2 Para esse teste, estimam-se regressões individuais para cada município:

$y_t = \alpha + \sum_{k=1}^K \gamma_{mk} y_{m,t-k} + \sum_{k=1}^K \beta_{mk} y_{m,t-k} + \epsilon_t$, no qual k identifica o número de defasagens. Precisamente, realizam-se testes F para a hipótese de que $\beta_1 = \dots = \beta_{m,k}$, que são utilizados para se obter a média da estatística de Wald ($\bar{W} = \frac{1}{N} \sum_{m=1}^n W_m$), dada a hipótese de que as estatísticas W_m são independentes e identicamente distribuídas. Dessa forma, é possível demonstrar que a estatística $\bar{Z} = \sqrt{N/2K} \times (\bar{W} - K)$ converge para uma distribuição normal, com média zero e variância constante, conforme o tamanho da amostra converge para infinito. Ademais, para $T > 5 + 3K$, $\tilde{Z} = \sqrt{N/2K} \times T - 3K - 5/T - 2K - 3 \times (\bar{W} - K)$ também segue distribuição normal. Caso as estatísticas \bar{Z} e \tilde{Z} sejam maiores que os valores críticos gerados por Dumitrescu e Hurlin (2012) por meio de simulações de Monte Carlo, a hipótese nula não é rejeitada, e, logo, há evidências da variável $Shannon_m$ Granger IPTU_m e vice-versa.

Tabela 5

Teste de causalidade de Granger

| | | IPTU Granger causa | | |
|----------|-----------|--------------------|-------------|---------|
| Critério | \bar{Z} | p-valor | \tilde{Z} | p-valor |
| BIC (1)1 | 52,753 | 0,0000 | 23,458 | 0,0000 |
| AIC (2) | 69,481 | 0,0000 | 10,009 | 0,0000 |
| HQIC (2) | 69,481 | 0,0000 | 10,009 | 0,0000 |
| | | Granger causa IPTU | | |
| Critério | \bar{Z} | p-valor | \tilde{Z} | p-valor |
| BIC (1) | 40,810 | 0,0000 | 16,687 | 0,0000 |
| AIC (2) | 58,390 | 0,0000 | 7,033 | 0,0000 |
| HQIC (2) | 58,390 | 0,0000 | 7,033 | 0,0000 |

Fonte: Elaborada pelos autores.

A partir dos resultados encontrados e diante dos distintos padrões históricos de distribuição do poder político local, argumenta-se que os municípios brasileiros se encontram imersos em círculos viciosos ou virtuosos de desenvolvimento dos instrumentos responsáveis por propiciar instituições mais inclusivas. As instituições iniciais, quando extrativistas, são reforçadas pela presença de uma estrutura produtiva menos complexa e tendem a perpetrar mecanismos desfavoráveis ao desenvolvimento econômico. A maior autonomia e descentralização política, concedidos pela Constituição Federal de 1988 (CF/88), tende a reforçar o padrão histórico de formação das instituições, o que pode se traduzir em tributos menos redistributivos e em instituições mais extrativistas nos municípios com estrutura produtiva menos complexa.

Evidencia-se, dessa forma, a necessidade de estruturação e qualificação dos governos locais (Grindle, 1996; Evans, 2012; Tilly, 2007) e de políticas que busquem fortalecer a pluralidade política, os instrumentos de coordenação e articulação dos diferentes grupos políticos locais e políticas produtivas que estimulem a fabricação de produtos mais complexos (Hausmann et al., 2014; Hartmann et al., 2017). Assim, em conjunto essas medidas são capazes de propiciar uma distribuição mais equitativa do poder político e de romper com os círculos viciosos que tendem a excluir a população das arenas políticas locais e a manter a estrutura produtiva limitada à fabricação de bens de baixa

complexidade econômica, que beneficiam apenas a elite instalada (Fernandes & Araújo, 2015; Franzese, 2010).

Os resultados obtidos evidenciam a importância do perfil da estrutura produtiva e das reformas responsáveis por promover a maior profissionalização das burocracias estatais locais. Ademais, os resultados apontam para a necessidade de se criarem instrumentos de coordenação federativa, desenhados para produzir padrões mais inclusivos de participação política, com recursos políticos mobilizados numa distribuição mais equitativa e plural (Franzese, 2010; Jaccoud, 2020; Arretche, 2005; Abrucio, 2005). Não obstante os avanços realizados pela CF/88, ao criar instrumentos legislativos (plebiscito, referendo e iniciativa popular de lei) e executivos (conselhos gestores de políticas públicas e orçamento participativo) de participação democrática semidireta, e os avanços gerados pelo retorno dos instrumentos de coordenação federativa, no âmbito das políticas sociais, nos anos 2000 (Fernandes & Araújo, 2015; Franzese, 2010), os instrumentos de incentivo à participação e coordenação popular ainda são incipientes e sensíveis ao ciclo político nacional. Portanto, é necessário avançar na construção de instrumentos de representatividade capazes de promover a maior pluralidade política e de se contrapor à tendência de captura das instituições políticas e econômicas pelas elites locais.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

A discussão realizada por Dahl (1997) e Acemoglu e Robinson (2012) sobre pluralidade representativa e instituições econômicas inclusivas e extrativistas foram utilizadas para identificar se o perfil da estrutura produtiva influenciou na formação de instituições políticas mais inclusivas, mensuradas por meio da arrecadação de IPTU. O pressuposto do estudo foi que municípios com instituições inclusivas possuem maior gravação de IPTU do que aqueles com instituições extrativistas, devido ao caráter redistributivo desse tributo. Nesse contexto, buscou-se responder à seguinte pergunta de pesquisa: “A formação de instituições mais inclusivas, mensuradas com base na arrecadação de Imposto Predial e Territorial Urbano (IPTU), coevolui com o nível de estruturação dos governos locais e com o perfil da estrutura produtiva, identificada pelo Índice de Complexidade Econômica?”. A análise foi realizada mediante a estimativa de regressões *System-GMM* em painel e de testes de Granger de causalidade para 5.568 municípios brasileiros com dados no período de 2005 a 2017.

Os resultados encontrados sinalizaram a importância da estruturação e qualificação dos governos locais e do perfil da estrutura produtiva. Dessa forma, o grau de complexidade dos produtos fabricados está associado com o grau de inclusão das instituições políticas e econômicas locais. Os municípios com empregos em atividades de menor complexidade econômica possuem menos incentivo para gravar IPTU e para construir instituições mais inclusivas. A autonomia e a liberdade, concedidas pela CF/88, na presença de instituições extrativistas, favoreceram a manutenção do padrão histórico excluente. Portanto, os resultados obtidos sinalizaram que os municípios com instituições extrativistas tendem a não se organizar administrativamente em direção à maior pluralidade representativa e ao crescimento econômico. Pelo contrário, a tendência é que o grau de captura das instituições seja agravado, o que conduz para a menor pluralidade participativa, a fabricação de produtos menos complexos e a maior concentração de renda.

Cabe destacar que o objetivo do estudo não é afirmar que os bens fabricados em cada local determinam o grau de inclusão ou exclusão das instituições políticas e econômicas vigentes. Esse é um tema de pesquisa com perguntas em aberto, pois a relação de causalidade entre a estrutura produtiva e as instituições políticas ainda não é clara. As regressões estimadas mostraram que a presença de uma estrutura produtiva mais complexa favorece a construção de instituições políticas mais inclusivas. Contudo, ainda não está clara a força dessa relação, ou seja, se as instituições políticas inclusivas surgem apenas na presença de uma estrutura produtiva mais complexa e favorável, ou se elas conseguem se formar e permanecer resilientes em resposta aos estímulos de ordem política, na presença de uma estrutura produtiva menos complexa.

Por fim, são necessários estudos adicionais, construção de indicadores, testes estatísticos e análises comparadas de casos, para identificar o modo como as instituições econômicas e políticas emergem, se entrelaçam, coevoluem e se mantêm, mesmo em contextos adversos. Assim, sugerem-se pesquisas sobre os instrumentos de coordenação e coalização capazes de estimular a pluralidade participativa, com destaque para a identificação do modo como atividades produtivas específicas contribuem para a maior pluralidade representativa e dos mecanismos políticos específicos capazes de fortalecer as instituições econômicas e políticas inclusivas.

URBAN LAND AND PROPERTY TAX COLLECTION AND ECONOMIC COMPLEXITY: AN ANALYSIS WITH A DYNAMIC PANEL

Abstract

Acemoglu and Robinson (2012) state that institutions underpin the historical, economic, and political trajectory of a society. In turn, the literature on economic complexity and state capacity argues that the profile of the productive structure and the degree of structuring of local governments influence the formation of more inclusive institutions. The present study seeks to evaluate whether the profile of the productive structure influences the inclusion pattern of local institutions. To this end, the Urban Property and Territorial Tax (IPTU) is used to measure the presence of inclusive or extractive institutions in Brazilian municipalities and the Shannon entropy indicator to measure economic complexity. In this context, System-GMM panel regressions and Granger causality tests are estimated for 5,568 Brazilian municipalities. The results obtained indicate that the presence of a more complex productive structure positively influences the formation of more inclusive institutions. Furthermore, the number of public servants and the degree of qualification of the civil servants show that state capacity also contributes to the formation of inclusive institutions, while the lagged IPTU has a negative influence on current revenue.

Keywords: Economic complexity; econometric models; extractive institutions; local governments; Urban Property and Territorial Tax (IPTU).

Referências

- Abrucio, F. L. (2005). A coordenação federativa no Brasil: A experiência do período FHC e os desafios do governo Lula. *Revista de Sociologia e Política*, (24), 41-67.
- Acemoglu, D., & Robinson, J. (2012). *Por que as nações fracassam: As origens do poder, da prosperidade e da pobreza*. Elsevier.
- Andrews, D. W., & Lu, B. (2001). Consistent model and moment selection procedures for GMM estimation with application to dynamic panel data models. *Journal of econometrics*, 101(1), 123-164.

- Afonso, J. R. R., Araujo, E. A., & Nóbrega, M. A. R. (2012). *Urban Property Tax (IPTU) in Brazil: An Analysis of the Use of the Property Tax as a Revenue Source by Brazilian Municipalities*. Lincoln Institute of Land Policy.
- Arellano, M., & Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *The Review of Economic Studies*, 58(2), 277-297.
- Arellano, M., & Bover, O. (1995). Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. *Journal of Econometrics*, 68(1), 29-51.
- Arretche, M. (2005). Quem taxa e quem gasta: A barganha federativa na federação brasileira. *Revista de Sociologia e Política*, 24, 69-85.
- Bolognesi, B., Ribeiro, E., & Codato, A. (2022). Uma nova classificação ideológica dos partidos políticos brasileiros. *Dados*, 66, e20210164.
- Blundell, R., & Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, 87(1), 115-143.
- Chu, L. K., & Hoang, D. P. (2020). How does economic complexity influence income inequality? New evidence from international data. *Economic Analysis and Policy*, 68, 44-57.
- Cristelli, M., Gabrielli, A., Tacchella, A., Caldarelli, G., & Pietronero, L. (2013). Measuring the intangibles: A metrics for the economic complexity of countries and products. *PloS one*, 8(8), e70726.
- Dahl, R. (1996). *Prefácio à teoria democrática*. Zahar.
- Dahl, R. (1997). *Poliarquia: Participação e oposição*. Edusp.
- Dumitrescu, E. I., & Hurlin, C. (2012). Testing for Granger non-causality in heterogeneous panels. *Economic modelling*, 29(4), 1450-1460.
- Evans, P. (2012). Embedded autonomy. In P. Evans, *Embedded autonomy*. Princeton University Press.
- Evans, P. B., Rueschemeyer, D., & Skocpol, T. (1985). *Bringing the state back in*. Cambridge University Press.
- Evans, P., & Rauch, J. E. (1999). Bureaucracy and growth: A cross-national analysis of the effects of "Weberian" state structures on economic growth. *American Sociological Review*, 64(5), 748-765.
- Fawaz, F., & Rahnama-Moghadamm, M. (2019). Spatial dependence of global income inequality: The role of economic complexity. *The International Trade Journal*, 33(6), 542-554.
- Fernandes, A. S. A., & Araújo, S. M. V. G. (2015). A criação de municípios e a formalização de regiões metropolitanas: Os desafios da coordenação federativa. *Revista Brasileira de Gestão Urbana*, Curitiba, 7, 295-309.
- Ferraz, D., Falguera, F. P., Mariano, E. B., & Hartmann, D. (2021). Linking economic complexity, diversification, and industrial policy with sustainable development: A structured literature review. *Sustainability*, 13(3), 1265.

- Ferreira, J. L. D. (2014). Finanças municipais e a dependência dos recursos federais e estaduais no Paraná. *Encontro de Produção Científica e Tecnológica*, 9, 2014.
- Franzese, C. (2010). *Federalismo cooperativo no Brasil: Da Constituição de 1988 aos sistemas de políticas públicas*. Fundação Getulio Vargas.
- Geddes, B. (1990). Building “state” autonomy in Brazil, 1930-1964. *Comparative Politics*, 22(2), 217-235.
- Granai, F. B., Silva, B. B., & Oliveira, P. H. S. (2020). *Instituições e comportamento rent-seeking: Evidências para as regiões brasileiras através do IPTU*. Universidade Estadual Paulista.
- Grindle, M. S. (1996). *Challenging the State: crisis and innovation in Latin America and Africa*. Cambridge University Press.
- Hartmann, D., Jara-Figueroa, C., Guevara, M., Simoes, A., & Hidalgo, C. A. (2016). The structural constraints of income inequality in Latin America. *Integration & Trade Journal*, (40), 70-85.
- Hartmann, D., Guevara, M. R., Jara-Figueroa, C., Aristarán, M., & Hidalgo, C. A. (2017). Linking economic complexity, institutions, and income inequality. *World Development*, 93, 75-93.
- Hartmann, D.; Pinheiro F. L. (2022). Economic complexity and inequality at the national and regional level. arXiv e-prints, 2206.00818.
- Hausmann, R., Hidalgo, C. A., Bustos, S., Coscia, M., & Simoes, A. (2014). *The atlas of economic complexity: Mapping paths to prosperity*. Mit Press.
- Hausmann, R., & Klinger, B. (2007). The structure of the product space and the evolution of comparative advantage. CID-Harvard, Working Paper Series.
- Hidalgo, C. A., Klinger, B., Barabási, A. L., & Hausmann, R. (2007). The product space conditions the development of nations. *Science*, 317(5837), 482-487.
- Hidalgo, C. A., & Hausmann, R. (2009). The building blocks of economic complexity. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 106(26), 10570-10575.
- Hollenbach, F. M., & Silva, T. (2018). Fiscal capacity and inequality: Evidence from Brazilian municipalities *The Journal of Politics*, 81(4), 1435-1445.
- Jaccoud, L. (2020). Instrumentos de coordenação e relações intergovernamentais. In L. Jaccoud, *Coordenação e relações intergovernamentais nas políticas sociais brasileira* (pp. 35-52). Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.
- Khanzadi, A., Tavassoli Nia, A., Behnia, A., & Soltani, M. (2022). Analyzing the effect of economic complexity on income inequality in Iran. *Journal of Development and Capital*, 7(2), 1-19.
- Lee, K. K., & Vu, T. V. (2020). Economic complexity, human capital, and income inequality: A cross-country analysis. *The Japanese Economic Review*, 71(4), 695-718.
- Marenco, A., Strohschoen, M. T. B., & Joner, W. (2017). Capacidade estatal, burocracia e tributação nos municípios brasileiros. *Revista de Sociologia e Política*, 25(64), 03-21.

- Mattos, E., Rocha, F., & Arvate, P. (2011). Flypaper effect revisited: Evidence for tax collection efficiency in Brazilian municipalities. *Estudos Econômicos*, 41(2), 239-267.
- Moura, R., Nagamine, L., & Ferreira, G. (2021). Regic: trajetória, variações e hierarquia urbana em 2018 (No. 2666). Texto para Discussão.
- Orair, R. O.; & Albuquerque, P. H. M. (2017). Capacidade de arrecadação do IPTU: estimativa por fronteira estocástica com dados em painel. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.
- Ramelli, F. L. A. (2019). Fatores determinantes da arrecadação de IPTU e o rent seeking nos municípios paraibanos. *Revista de Administração Contabilidade e Sustentabilidade*, 10(4), 1-13.
- Sbardella, A., Pugliese, E., & Pietronero, L. (2017) Economic development and wage inequality: A complex system analysis. *PloS One*, 12(9), e0182774.
- Schumpeter, J. (1984). *Capitalismo, socialismo e democracia*. Zahar Editores.
- Sell, F. F., Flach, L., & Mattos, L. K. (2021). Os pequenos perfumes fazem grandes frascos? Os efeitos do tamanho no desempenho municipal. *Revista de Administração Pública*.
- Sepehrdoust, H., Tartar, M., & Gholizadeh, A. (2022). Economic complexity, scientific productivity, and income inequality in developing economies. *Economics of Transition and Institutional Change*, 30(4), 737-752.
- Sepulveda, C., & Martinez-Vazquez, J. (2009). Property taxation in Latin-America: an assessment and options for reform. *The Economic Commission for Latin America and the Caribbean (Eclac). Relaciones intergubernamentales y descentralización América Latina*. Santiago de Chile.
- Shannon, C. (1948). A mathematical theory of communication. *The Bell System Technical Journal*, 27, 379-423, 623-656.
- Leal Sobrinho, A. (2018). Esforço fiscal na arrecadação do IPTU: Uma análise empírica para os municípios do estado do Ceará de 2008 a 2016 utilizando modelo de fronteira estocástica. [Dissertação de Mestrado em Economia do Setor Público, Faculdade de Economia, Administração, Atuária e Contabilidade]. Universidade Federal do Ceará.
- Tacchella, A. (2012). A new metrics for countries' fitness and products' complexity. *Scientific Reports*, 2(1), 1-7.
- Tilly, C. (2007). *Democracy*. Cambridge University Press.
- United Nations (2015). ISIC Rev. 4 publication. Statistical papers Series, 4. *United Nations New York*.
- Windmeijer, F. (2005). A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators. *Journal of Econometrics*, 126(1), 25-51.
- Zhu, S., Yu, C., & He, C. (2020). Export structures, income inequality and urban-rural divide in China. *Applied Geography*, 115, 102150[1-9].

ECONOMIAS DE ESCALA NOS MUNICÍPIOS BRASILEIROS: DETERMINANTES DOS GASTOS PÚBLICOS E IMPACTOS DA REELEIÇÃO

Luan Vinicius Bernardelli

Graduado em Ciências Econômicas pela Universidade Estadual do Norte do Paraná (Uenp), mestre em Teoria Econômica pela Universidade Estadual de Maringá (UEM) e doutor Economia pela UEM. Foi *visiting scholar* na Southern Cross University (supervisor: Dr. Michael Kortt). Professor da Universidade Federal de Goiás (UFG). Professor permanente do Programa de Pós-Graduação em Administração Pública (PROFIAP) - UFG. Coordenador da Especialização em Gestão Pública (UFG) e líder do grupo de pesquisa intitulado “Laboratório de Procedimentos Metodológicos e Análise de Microdados (LAPAM)”. Vice-coordenador do curso de Administração e do curso de Administração Pública da Universidade Federal de Goiás (campus Goiás). Atua nas áreas de Finanças Públicas, Economia Regional, Economia da Religião e Economia da Saúde. Também atua como revisor *ad hoc* em diversos periódicos nacionais e internacionais.

E-mail: luanviniciusbernardelli@gmail.com

 <https://orcid.org/0000-0003-1410-2318>

Como citar este artigo: Bernardelli, L. V. (2025). Economias de escala nos municípios brasileiros: Determinantes dos gastos públicos e impactos da reeleição. *Revista de Economia Mackenzie*, 22(1), 242-261. doi: 10.5935/1808-2785/rem.v22n1p.242-261

Recebido em: 1/3/2025

Aprovado em: 24/3/2025



Este artigo está licenciado com uma Licença Creative Commons - Atribuição-NãoComercial 4.0

Internacional

Resumo

Este trabalho investiga a existência de economias de escala nos gastos públicos municipais no Brasil e o impacto da reeleição de prefeitos sobre os padrões de despesa. Utilizando um modelo de dados em painel com 5.416 municípios de 2005 a 2018, os resultados indicam que o aumento populacional reduz os gastos *per capita* até certo ponto, após o qual podem surgir deseconomias de escala. Municípios mais densamente povoados também apresentam menores custos *per capita*, reforçando a relação entre estrutura demográfica e eficiência fiscal. Além disso, observa-se que a reeleição de prefeitos está associada a maiores gastos *per capita*, sugerindo que a continuidade política influencia as decisões orçamentárias. Esses resultados contribuem para o debate sobre a sustentabilidade financeira dos municípios pequenos, especialmente no contexto da PEC nº 188/2019, ressaltando que a fusão municipal não garante, por si só, maior eficiência fiscal, tornando essencial uma avaliação criteriosa dos diferentes fatores envolvidos.

Palavras-chave: Administração pública; Brasil; economia de escala; gastos públicos municipais; reeleição.

Classificação JEL: H53, G28, H11.

INTRODUÇÃO

A busca por maior eficiência nos gastos públicos é um tema recorrente na literatura acadêmica, sendo debatido em diversas frentes teóricas e empíricas (Lago-Peñas & Martinez-Vazquez, 2013). Uma das abordagens amplamente discutidas envolve a adoção de reformas estruturais voltadas para a geração de economias de escala nos governos locais, com o objetivo de otimizar a alocação de recursos e aprimorar a prestação de serviços públicos (Blom-Hansen et al., 2016). Nesse contexto, a implementação de serviços compartilhados surge como uma alternativa viável para ampliar a eficiência da administração pública, sendo objeto de diversas investigações acadêmicas (Dollery et al., 2012; Bel & Warner, 2015; Bel & Gradus, 2018). No Brasil, essa preocupação também se reflete no âmbito legislativo, com propostas que buscaram a unificação de pequenos municípios como estratégia para promover maior eficiência fiscal e administrativa (Simao et al., 2019).

Diante desse cenário, a existência – ou ausência – de economias de escala nos municípios torna-se um fator crucial para a formulação de políticas públicas voltadas para a eficiência nos gastos municipais. Estudos empíricos têm buscado identificar a presença desse fenômeno nos governos locais, avaliando os impactos de diferentes modelos de gestão e organização territorial sobre os gastos públicos (Byrnes & Dollery, 2002; Callanan et al., 2014; Blom-Hansen et al., 2016; Bernardelli et al., 2020, 2021; Bernardelli, Kortt et al., 2021). Os achados dessa literatura são fundamentais para embasar decisões que envolvem reformas estruturais, fusões municipais e a implementação de programas de serviços compartilhados, entre outras estratégias destinadas a aprimorar o desempenho dos municípios (Tavares, 2018; Lago-Peñas & Martinez-Vazquez, 2013).

Apesar da relevância do tema no Brasil, os estudos empíricos sobre economias de escala nos gastos municipais ainda são escassos, limitando-se a algumas unidades da federação (Bernardelli et al., 2020, 2021; Bernardelli, Kortt et al., 2021). Considerando a importância dessa discussão para o desenho de políticas públicas mais eficientes, este trabalho tem como objetivo analisar a existência de economias de escala nos gastos públicos municipais brasileiros, abrangendo todas as unidades da Federação. Adicionalmente, busca-se investigar o impacto da reeleição de prefeitos sobre os padrões de gastos municipais, fornecendo evidências que possam contribuir para o debate sobre governança e eficiência na gestão pública.

Para alcançar esse objetivo, este estudo está estruturado em quatro seções, além desta introdução. A segunda seção apresenta uma revisão da literatura sobre economias de escala nos gastos municipais. A terceira seção descreve a metodologia adotada. A quarta seção analisa os resultados obtidos. Por fim, são apresentadas as considerações finais, destacando as principais implicações dos achados.

1

ECONOMIA DE ESCALA NOS GOVERNOS LOCAIS

Alguns estudos indicam que governos locais de maior porte tendem a apresentar maior eficiência na gestão dos recursos públicos, beneficiando-se de economias de escala e de escopo na prestação de serviços, na capacidade administrativa e técnica e na negociação com esferas superiores do governo

(Blom-Hansen, 2016; Dollery et al., 2012; Andrews & Boyne, 2009). No entanto, há autores que se opõem às fusões municipais, argumentando que administrações locais menores podem operar com custos mais baixos e contar com um monitoramento mais rigoroso por parte da comunidade (Boyne, 1995). Nesse contexto, a identificação da presença de economias de escala nos gastos públicos municipais torna-se um elemento central nos debates sobre reformas estruturais na administração local.

Do ponto de vista da teoria microeconômica, funções de custo médio em formato de “U” são comuns para a maioria dos bens e serviços. Em geral, os custos médios de produção diminuem conforme a produção aumenta, até um ponto em que o crescimento da escala produtiva leva ao aumento dos custos médios, caracterizando deseconomias de escala. Assim, a existência de economias de escala é evidenciada pela redução dos custos médios, enquanto deseconomias de escala refletem um aumento desses custos. Caso sejam identificadas economias constantes de escala, os custos médios permanecerão inalterados à medida que a produção aumentar (Dollery & Fleming, 2006).

O intenso debate acadêmico sobre as reformas estruturais dos governos locais ressalta a necessidade de análises empíricas que avaliem a presença – ou ausência – de economias de escala nos municípios. Embora haja uma literatura empírica considerável sobre o tema, as evidências acerca da natureza das economias de escala na administração pública local ainda são diversas e, por vezes, contraditórias (Bernardelli et al., 2020, 2021; Bernardelli, Kortt et al., 2021; Tavares, 2018; Dollery et al., 2012; Blom-Hansen et al., 2016).

A investigação empírica das economias de escala na prestação de serviços municipais concentra-se, predominantemente, na estimação econometrística da relação entre a escala de produção, usualmente representada pelo tamanho populacional dos municípios, e os custos pecuniários dos serviços municipais, com frequência mensurados pelos gastos públicos *per capita*. Nesse sentido, este estudo tem como objetivo avaliar a existência de economias de escala nos gastos municipais no Brasil, utilizando diversas variáveis fundamentadas na literatura especializada.

■ 1.1 A Estrutura administrativa no Brasil

A Constituição Federal de 1988 estabelece que o sistema político brasileiro no âmbito do Poder Executivo é composto por três níveis de governo: federal, estadual e municipal. O país conta com 26 estados, o Distrito Federal e um

grande número de municípios, que desempenham papel fundamental na implementação de políticas públicas e na prestação de serviços essenciais à população (Avellaneda & Gomes, 2015). Em 2021, o Brasil possuía um total de 5.570 municípios, abrangendo uma população de aproximadamente 213 milhões de habitantes distribuídos em um território de cerca de 8,5 milhões de km² (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística [IBGE], 2025b).

A estrutura administrativa dos governos locais no Brasil é composta por prefeitos e vice-prefeitos eleitos, supervisionados por câmaras municipais formadas por vereadores também eleitos pelo voto popular. As eleições para prefeito ocorrem a cada quatro anos, sendo permitida a reeleição para um único mandato consecutivo (Avellaneda & Gomes, 2015).

O número de vereadores em cada município é definido com base na sua população. Municípios com até 15 mil habitantes devem eleger pelo menos nove vereadores, enquanto cidades com mais de oito milhões de habitantes podem ter, no máximo, 55 representantes no legislativo municipal (Emenda Constitucional nº 58, 2009). Tanto prefeitos quanto vereadores possuem mandatos de quatro anos (Calvão et al., 2015). As administrações municipais são responsáveis pela gestão de serviços essenciais, como educação básica, saúde pública, transporte coletivo, cultura, meio ambiente e preservação do patrimônio público (Avellaneda & Gomes, 2015).

Desde 1950, o número de municípios brasileiros cresceu de forma expressiva, acompanhando a expansão populacional e as mudanças no arcabouço legal que regulamentam a criação de novas unidades municipais. A Tabela 1 apresenta um panorama da evolução do número de municípios no Brasil, bem como dados sobre o tamanho populacional e a densidade demográfica das unidades municipais ao longo do tempo. Como pode ser observado, entre 1950 e 2018, a população brasileira passou de 51.944.397 para 208.494.900 habitantes, um aumento de aproximadamente quatro vezes.

Tabela 1

Número de municípios no Brasil, 1950-2018

| Ano | Municípios | População | Pessoas por municípios | Densidade populacional (população/km ²) |
|------|------------|-------------|------------------------|---|
| 1950 | 1.889 | 51.944.398 | 27.498 | 6,1 |
| 1960 | 2.766 | 70.324.103 | 25.424 | 8,34 |
| 1970 | 3.952 | 93.134.846 | 23.567 | 11,1 |
| 1980 | 3.991 | 119.011.052 | 29.820 | 14,23 |
| 1990 | 4.491 | 146.825.475 | 32.693 | 17,26 |
| 2000 | 5.507 | 169.799.170 | 30.833 | 19,92 |
| 2010 | 5.565 | 190.747.731 | 34.276 | 22,43 |
| 2018 | 5.570 | 208.494.900 | 37.431 | 26,69 |

Fonte: Bernardelli et al. (2021).

Conforme pode ser observado na Tabela 1, houve um contínuo crescimento no número de municípios no Brasil no período de 1950 a 2000, com especial destaque para os anos de 1990 a 2000, período posterior à promulgação da Constituição Federal de 1988 que criou os mecanismos de transferência de recursos intergovernamentais e estimulou a criação de novos municípios (Brandt, 2010). Um debate contemporâneo tem emergido sobre o número ideal de unidades de governo local no Brasil (Simão et al. 2019; Bernardelli et al., 2020, 2021; Bernardelli, Kortt et al., 2021).

Uma das razões para o aumento do número de pequenos municípios nas últimas décadas está relacionada à estrutura de incentivos e transferências governamentais, provenientes principalmente do Fundo de Participação dos Municípios – FPM (Rodrigues et al., 2017). De acordo com o atual modelo de distribuição de recursos, municípios brasileiros com populações menores recebem um nível mais alto de financiamento *per capita*, o que incentivou a criação de pequenas unidades municipais – muitas delas com menos de dez mil habitantes –, tornando-se progressivamente mais dependentes de transferências intragovernamentais (Favato & Toledo, 2017).

Além dos incentivos fiscais, a sustentabilidade financeira dos pequenos municípios tem sido amplamente debatida no contexto da Proposta de Emenda à Constituição (PEC) nº 188, que propunha a extinção ou incorporação de

municípios com menos de cinco mil habitantes considerados financeiramente insustentáveis. O estudo de Oliveira e Oliveira (2023) evidencia fragilidades na metodologia utilizada para essa avaliação, demonstrando que a aplicação do critério proposto pela PEC nº 188 classificaria mais de 85% dos municípios brasileiros como insustentáveis e até 98% dos pequenos municípios nessa classificação. Essa abordagem gerou controvérsias, uma vez que o critério adotado – a exigência de que a arrecadação própria corresponda a, no mínimo, 10% da receita total – desconsiderava aspectos estruturais relevantes, como a capacidade administrativa e a eficiência na alocação de recursos (Oliveira & Oliveira, 2023).

Embora tenha suscitado intensos debates no cenário legislativo, a PEC nº 188 foi arquivada ao final da legislatura em 22 de dezembro de 2022, conforme o Regimento Interno do Senado Federal, que prevê o arquivamento de proposições não aprovadas ao término da legislatura correspondente. No entanto, a discussão sobre a viabilidade dos pequenos municípios permanece relevante, visto que propostas semelhantes podem ser reapresentadas no futuro, e o debate sobre a sustentabilidade financeira das administrações locais continua sendo uma preocupação central na formulação de políticas públicas.

A literatura destaca que a análise da sustentabilidade financeira municipal deve considerar não apenas a arrecadação própria, mas também a eficiência na gestão dos recursos e a provisão adequada de serviços públicos. Estudos indicam que a fusão de municípios, por si só, não resulta necessariamente em maior eficiência fiscal, pois processos de incorporação mal planejados podem gerar novos desafios administrativos e políticos, além de impactos negativos na governança local (Bonilha, 2016; Boueri et al., 2013). Assim, um debate mais aprofundado sobre os critérios de viabilidade dos pequenos municípios é essencial, evitando abordagens exclusivamente fiscais que não levam em conta a complexidade do pacto federativo brasileiro (Oliveira & Oliveira, 2023).

2 METODOLOGIA

A abordagem desse modelo ocorreu em três etapas: 1. os dados foram empilhados (*pooled*). No contexto de dados em painel, Greene (2012) destaca que essa formulação também é conhecida como modelo de média populacional, sob a suposição de que qualquer heterogeneidade latente tenha sido anulada pela média. Em seguida, os dados foram analisados por meio de dois

métodos alternativos: 2. efeitos fixos e 3. efeitos aleatórios. A regressão em painel com efeitos fixos considera a heterogeneidade dos indivíduos ao longo do tempo e atribui um intercepto específico a cada unidade observacional, assumindo que essas diferenças são constantes ao longo do período analisado. Por sua vez, o modelo de efeitos aleatórios assume que as diferenças individuais não são fixas, mas incorporadas ao termo de erro, permitindo que a variabilidade seja capturada de forma estocástica (Greene, 2012).

Dadas as especificidades desses modelos, será utilizado o teste de Hausman para determinar a abordagem mais adequada – se efeitos fixos ou efeitos aleatórios. Esse teste parte da hipótese nula de que as diferenças individuais são aleatórias e avalia se os coeficientes estimados por ambos os modelos são estatisticamente semelhantes. Caso os estimadores dos efeitos fixos e aleatórios não apresentem diferenças sistemáticas, o modelo de efeitos aleatórios é preferível por ser mais eficiente. Caso contrário, o modelo de efeitos fixos deve ser adotado (Cameron & Trivedi, 2009).

■ 2.1 Base de dados

Os dados utilizados neste estudo foram extraídos de diversas fontes que coletam e publicam periodicamente informações sobre a administração pública municipal no Brasil. As informações sobre despesas municipais foram obtidas do Sistema de Informações Contábeis e Fiscais do Setor Público Brasileiro – Finanças do Brasil – Finbra (2025), que disponibiliza dados detalhados sobre os gastos municipais desde 1986. O Sistema IBGE de Recuperação Automática – Sidra (2025) foi utilizado para acessar dados populacionais, área geográfica, densidade demográfica, crescimento populacional e principais atividades econômicas dos municípios (agrícola, industrial ou comercial). Além disso, foram incorporados dados do Ipeadata (2025), que fornece informações regionais, incluindo a distância de cada município até a capital do estado, bem como da Pesquisa de Informações Básicas Municipais (IBGE, 2025a), que oferece um levantamento detalhado sobre o funcionamento das instituições públicas municipais.

■ 2.2 Estratégia empírica

A combinação de dados de diferentes fontes possibilitou a construção de um painel de dados cobrindo múltiplos anos, o que permitiu uma análise robusta dos determinantes da eficiência dos gastos municipais. A variável

dependente deste estudo é a despesa municipal *per capita*, enquanto as variáveis explicativas incluem o tamanho populacional, a densidade demográfica e outras características socioeconômicas e institucionais dos municípios, que serão utilizadas como variáveis de controle.

Com base nesses dados, serão aplicadas técnicas econométricas para estimar os efeitos das variáveis explicativas sobre os gastos municipais, considerando a possibilidade de economias de escala e eficiência na alocação de recursos públicos. Para maior clareza, a Equação (1) apresenta a especificação econométrica adotada:

$$\begin{aligned} InGastos_{it} = & \beta_0 + \beta_1 Pop_{it} + \beta_2 Pop2_{it} + \beta_3 Dens2_{it} + \beta_4 Dens3_{it} + \beta_5 Dens4_{it} \\ & + \beta_6 g_pop_{it} + \beta_7 Reeleição_i + \beta_8 Baixa\ renda_i + \beta_9 Indústria_{it} \\ & + \beta_{10} Comércio_{it} + \mu_i \end{aligned}$$

em que $i = 1, 2, \dots, 5.416$, que representa o número de municípios, β_0 é a constante do modelo, β_s são os coeficientes estimados, μ_i é o termo de erro e retrata que a variável foi logaritmizada. As estimativas abrangem o período de 2005 a 2018, totalizando 14 anos, isto é, $t = 14$. A variável dependente “Gastos” representa os gastos municipais *per capita*, “Pop” indica o número de pessoas que residem em cada município dividido por 10.000, “Dens 2”, “Dens 3”, “Dens 4” representam algumas divisões sobre o nível de densidade populacional, “g_pop” apresenta a taxa média de crescimento populacional do município dos últimos quatro anos, “reeleição” aponta se o prefeito já foi reeleito, “baixa renda” mostra a proporção de pessoas no município que possuem rendimento inferior a 75% dos trabalhadores do Brasil, “Indústria” refere-se aos municípios que possuem a indústria como a atividade principal e “comércio” sobre os municípios que têm o comércio como a atividade principal. É importante também ressaltar que foi adicionado um controle para os anos. Adicionalmente, foi incluído um controle para os anos. Com o objetivo de detalhar as variáveis utilizadas, a Tabela 2 apresenta suas respectivas descrições.

Tabela 2

Descrição das variáveis utilizadas

| Variável | Descrição |
|--------------------------|---|
| Gastos per capita | Despesa total municipal <i>per capita</i> |
| População | População/10.000 |
| População ao quadrado | População ao quadrado |
| Densidade 1 | Densidade populacional menor que 11,60 = 1; 0 = outro |
| Densidade 2 | Densidade populacional de 11,61 a 24,44 |
| Densidade 3 | Densidade populacional de 25,45 a 52,33 |
| Densidade 4 | Densidade populacional maior que 52,33 |
| Crescimento Populacional | Taxa média de crescimento populacional |
| Prefeito reeleito | 1 = Se o prefeito foi reeleito; 0 = outro. |
| Pessoas com baixa renda | 1 = Se a renda média do município é menor do que 75% dos municípios; 0 = outro. |
| Agricultura | 1 = Se a agricultura for a principal atividade econômica do município; 0 = outro. |
| Indústria | 1 = Se a indústria for a principal atividade econômica do município; 0 = outro. |
| Comércio | 1 = Se o comércio for a principal atividade econômica do município; 0 = outro. |

Fonte: Elaborada pelo autor.

A escolha das variáveis dependentes foi baseada em outros estudos que realizaram estimativas similares para o Brasil, como em Bernardelli et al. (2020, 2021) e Bernardelli, Kortt et al. (2021). Com o objetivo de facilitar a interpretação dos resultados, as variáveis estão em logaritmo natural, podendo ser analisadas por suas elasticidades. Os coeficientes das variáveis que não estão logaritmizadas podem ser interpretados tomando o antilogaritmo dos coeficientes: $[(\exp(\beta) - 1) * 100]$ (Gujarati & Porter, 2011). Considerando que as capitais estaduais possuem distintos gastos municipais, por serem capitais dos estados, esses municípios foram excluídos da amostra.

3

ANÁLISE DE RESULTADO

Para iniciar a análise dos dados, na Tabela 3 estão apresentadas as estatísticas descritivas sobre as variáveis utilizadas nos modelos econométricos.

Observa-se que o gasto médio *per capita* é de 2.945, com desvio padrão de 2.071. A diferença entre os valores mínimo e máximo e o alto valor do desvio padrão indicam que há uma significativa diferença entre os valores despendidos *per capita* entre os municípios do Brasil. Nota-se que a população média dos municípios é de 27.200, com um alto desvio padrão, dada a grande diferença entre o tamanho dos municípios no Brasil.

Tabela 3

Estatísticas descritivas

| Variável | Média | Desvio padrão | Mínimo | Máximo |
|---------------------------------|-------|---------------|--------|---------|
| Gastos totais <i>per capita</i> | 2.945 | 2.071 | 15 | 276.006 |
| População | 2,72 | 6,30 | 0,1 | 137 |
| População ao quadrado | 47 | 426 | 0 | 18.657 |
| Densidade 1 | 0,25 | 0,43 | 0 | 1 |
| Densidade 2 | 0,25 | 0,43 | 0 | 1 |
| Densidade 3 | 0,25 | 0,43 | 0 | 1 |
| Densidade 4 | 0,25 | 0,43 | 0 | 1 |
| Crescimento populacional | 0,82 | 2,12 | -28 | 36 |
| Prefeito reeleito | 0,32 | 0,46 | 0 | 1 |
| Pessoas com baixa renda | 0,25 | 0,43 | 0 | 1 |
| Agricultura | 0,31 | 0,46 | 0 | 1 |
| Indústria | 0,10 | 0,29 | 0 | 1 |
| Comércio | 0,60 | 0,49 | 0 | 1 |

Fonte: Elaborada pelo autor a partir dos dados do Sidra (2025), IBGE (2025a) e Relação Anual de Informações Sociais – Rais (2025).

As variáveis de densidade populacional foram construídas de modo a classificar os municípios em diferentes níveis de densidade. Observa-se que o crescimento médio populacional é de 0,82% ao ano. Nota-se, também, que 32% dos prefeitos foram reeleitos. Conforme preconizado na definição da variável, 25% dos municípios possuem renda média inferior a 75% dos municípios. Sobre a atividade econômica principal, 31% dos municípios possuem a agricultura como atividade econômica principal, 10% têm a indústria como atividade econômica principal e 10% têm o comércio. Com o objetivo de apresentar os resultados das regressões, a Tabela 4 apresenta as estimativas para os gastos totais *per capita* dos municípios do Brasil no período de 2005 a

2018. Note que as estimativas são realizadas para os dados empilhados, efeitos fixos e efeitos variáveis, de modo que seja possível obter uma análise mais precisa sobre a robustez das estimativas realizadas.

Tabela 4

Gastos totais per capita, municípios do Brasil, 2005-2018

| Variável | Pooled | Efeito fixo | Efeito variável |
|--------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| População | -0,0236*** (0,001) | -0,0571*** (0,009) | -0,0301*** (0,004) |
| População ao quadrado | 0,0003*** (0,000) | 0,0004*** (0,000) | 0,0003*** (0,000) |
| Densidade 2 | -0,0131*** (0,004) | -0,0890*** (0,010) | -0,0821*** (0,009) |
| Densidade 3 | -0,0769*** (0,004) | -0,1437*** (0,013) | -0,1359*** (0,010) |
| Densidade 4 | -0,0969*** (0,004) | -0,1693*** (0,018) | -0,1541*** (0,013) |
| Crescimento populacional | -0,0116*** (0,001) | -0,0147*** (0,001) | -0,0154*** (0,001) |
| Prefeito reeleito | 0,0440*** (0,003) | 0,0143*** (0,002) | 0,0149*** (0,002) |
| Pessoas com baixa renda | -0,2447*** (0,004) | -0,0175*** (0,003) | -0,0259*** (0,003) |
| Indústria | 0,0945*** (0,006) | 0,0401*** (0,006) | 0,0474*** (0,006) |
| Comércio | -0,1674*** (0,003) | 0,0055* (0,003) | -0,0002 (0,003) |
| Constante | 7,8341*** (0,007) | 7,7271*** (0,019) | 7,6600*** (0,010) |
| R-quadrado | 0,3570 | 0,6659 | 0,6646 |
| Controle para os anos | Sim | Sim | Sim |
| Observações | 74.659 | 74.659 | 74.659 |

Nota. Desvio padrão em parênteses; * $p < 0,1$, *** $p < 0,01$.

Fonte: Elaborada pelo autor a partir dos dados do Sidra (2021), IBGE (2025a) e Rais (2025).

A partir dos resultados apresentados na Tabela 4, verifica-se que o número de observações totaliza 74.659 municípios, abrangendo todas as unidades municipais do Brasil, com exceção das capitais e daqueles que não disponibilizaram informações para o período de 2005 a 2018. Em relação aos valores encontrados para o R-quadrado, observa-se que as estimativas apresentaram um elevado grau de explicação, indicando a adequação dos modelos empregados. Além disso, os resultados são consistentes, uma vez que os três modelos estimados produziram coeficientes similares, com variações mínimas entre si.

Após a realização de testes estatísticos, como o teste de Chow e o teste de Hausman, verificou-se que o modelo de efeitos fixos apresentou o melhor ajuste aos dados, sendo, portanto, o mais adequado para a análise. As estimativas indicam a existência de um efeito não linear da população sobre os gastos municipais *per capita*. Especificamente, verifica-se que, em um primeiro momento, o aumento populacional está associado à redução dos gastos municipais *per capita*. Entretanto, a partir de determinado ponto, os gastos começam a se elevar novamente, sugerindo a presença de economias de escala até um limite, após o qual surgem deseconomias de escala. Esse resultado corrobora as conclusões obtidas por Bernardelli et al. (2020) para o estado do Paraná.

Complementarmente, a densidade populacional também se revela um fator determinante na redução dos custos municipais. Os coeficientes estimados indicam que municípios com maior densidade populacional tendem a apresentar menores gastos *per capita*. Em particular, o coeficiente do nível de densidade 4 demonstra que os municípios mais densamente povoados possuem, em média, um gasto *per capita* 18,44% inferior ao dos municípios menos densos, em consonância com os achados de Bernardelli et al. (2020 e Bernardelli, Kortt et al. (2021).

Outro aspecto relevante está relacionado ao coeficiente do crescimento populacional. Considerando que a maioria dos municípios brasileiros possui menos de 20 mil habitantes, os resultados indicam que um maior crescimento populacional anual tende a reduzir os gastos municipais *per capita*. Esse achado reforça a hipótese de que muitos municípios poderiam se beneficiar de um aumento na escala populacional.

Adicionalmente, em relação ao processo de reeleição no Brasil, os resultados apontam que municípios administrados por prefeitos reeleitos tendem a apresentar um maior nível de gasto municipal *per capita*. Outro fator relevante evidenciado na Tabela 4 é que municípios categorizados como de baixo rendimento possuem menores gastos *per capita*, possivelmente devido a restrições orçamentárias e limitações na arrecadação própria.

Por fim, verifica-se que municípios cuja principal atividade econômica é a indústria apresentam um maior nível de gasto *per capita*. Esse efeito pode ser explicado pela necessidade de investimentos mais elevados na criação e manutenção de uma infraestrutura adequada para o setor industrial.

Para uma análise mais detalhada, a Tabela 5 apresenta os resultados das estimativas dos gastos públicos municipais *per capita*, desagregados por grandes regiões do Brasil. Essa abordagem possibilita uma avaliação regional dos gastos municipais, complementando as estimativas iniciais e fornecendo uma visão abrangente dos determinantes dos gastos públicos no nível local.

Tabela 5

Gastos totais *per capita*, municípios do Brasil, por região, 2005-2018

| | Região Sul | Região Norte | Região Nordeste | Região Sudeste | Centro-Oeste |
|--------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| População | -0,0269** (0,012) | -0,2085*** (0,036) | -0,0872*** (0,012) | -0,0370** (0,016) | -0,0895*** (0,023) |
| População ao quadrado | 0,0003* (0,000) | 0,0059*** (0,001) | 0,0011*** (0,000) | 0,0002** (0,000) | 0,0015*** (0,000) |
| Densidade 2 | -0,0936*** (0,019) | 0,0221 (0,045) | -0,0902*** (0,018) | -0,1047*** (0,021) | -0,0489** (0,022) |
| Densidade 3 | -0,1428*** (0,021) | -0,0118 (0,078) | -0,1321*** (0,023) | -0,1831*** (0,026) | -0,0782 (0,126) |
| Densidade 4 | -0,1531*** (0,026) | 0,1747* (0,094) | -0,1676*** (0,029) | -0,2398*** (0,035) | 0,0556 (0,137) |
| Crescimento populacional | -0,0168*** (0,001) | -0,0127*** (0,001) | -0,0137*** (0,001) | -0,0139*** (0,001) | -0,0123*** (0,002) |
| Prefeito reeleito | 0,0065*** (0,003) | 0,0310*** (0,010) | 0,0151*** (0,002) | 0,0096*** (0,002) | 0,0216*** (0,007) |
| Pessoas com baixa renda | -0,0050 (0,006) | 0,0002 (0,013) | -0,0071* (0,004) | -0,0116** (0,005) | -0,0614*** (0,015) |
| Indústria | 0,0275*** (0,009) | 0,0573 (0,035) | 0,0390*** (0,012) | 0,0344*** (0,010) | 0,0240 (0,022) |
| Comércio | 0,0022 (0,005) | 0,0364** (0,017) | -0,0028 (0,005) | -0,0037 (0,005) | -0,0007 (0,011) |
| Constante | 7,8220*** (0,028) | 7,7107*** (0,060) | 7,5578*** (0,028) | 7,8475*** (0,052) | 7,8793*** (0,036) |
| R-quadrado | 0,7651 | 0,4642 | 0,7323 | 0,6746 | 0,5669 |
| Controle para os anos | Sim | Sim | Sim | Sim | Sim |
| Observações | 16.336 | 5.661 | 23.709 | 22.791 | 6.162 |

Nota. Desvio padrão em parênteses; * p < 0,1, ** p < 0,05, *** p < 0,01.

Fonte: Elaborada pelo autor a partir dos dados do Sidra (2025), IBGE (2025a) e Rais (2025).

Com base nos resultados apresentados na Tabela 5, observa-se que há evidências de economia de escala em todas as regiões do país. O coeficiente negativo da população indica que, à medida que a população municipal cresce, os gastos *per capita* diminuem, confirmando a existência de ganhos de escala. No entanto, o coeficiente positivo da população ao quadrado sugere que, a partir de determinado ponto, o aumento populacional pode impactar negativamente os gastos municipais, indicando a presença de deseconomias de escala. Esses achados reforçam a importância de considerar o tamanho ótimo dos municípios para a eficiência da alocação de recursos públicos. Além disso, verifica-se que as regiões Norte e Nordeste seriam as mais beneficiadas por eventuais políticas de agregação municipal, pois apresentam as maiores reduções percentuais nos gastos *per capita* diante do crescimento populacional.

Além do impacto do tamanho da população, a densidade demográfica também influencia significativamente os gastos públicos municipais. Como discutido por Holcombe e Williams (2009), a maior densidade populacional pode melhorar a eficiência na prestação de serviços, reduzindo os custos médios. Municípios com maior densidade tendem a fornecer serviços a um custo menor do que aqueles com menor densidade, devido à economia de escala e à maior concentração de demanda por infraestrutura e serviços essenciais (Burchell & Mukherji, 2003). Adicionalmente, a demanda por determinados serviços municipais pode variar conforme a densidade populacional. Enquanto municípios menos densos precisam alocar mais recursos para manutenção de áreas verdes e infraestrutura viária dispersa, municípios mais densamente povoados possuem desafios distintos, como a oferta de habitação verticalizada e transporte público eficiente.

Os achados deste estudo reforçam a literatura que documenta a existência de economias de escala nos gastos municipais no Brasil (Bernardelli et al., 2020, 2021). Contudo, diferentemente de estudos anteriores, que se restringiam a algumas unidades da federação, este estudo apresenta uma análise abrangente para todos os municípios brasileiros, consolidando evidências empíricas sobre a relação entre escala populacional e eficiência nos gastos públicos.

Além da questão das economias de escala, a sustentabilidade financeira dos pequenos municípios tem sido amplamente discutida, especialmente no contexto da PEC nº 188, que sugeriu a extinção ou incorporação de municípios com menos de cinco mil habitantes considerados financeiramente insustentáveis. O estudo de Oliveira e Oliveira (2023) aponta fragilidades metodológicas na proposta da PEC, destacando que a métrica adotada – a arrecadação própria mínima de 10% da receita total – levaria à classificação de mais de

85% dos municípios brasileiros como insustentáveis e até 98% no caso dos pequenos municípios. Esse critério fiscal, ao desconsiderar aspectos estruturais como a capacidade administrativa e a eficiência na alocação de recursos, pode resultar em políticas inadequadas e desconsiderar a importância da autonomia municipal.

Os resultados deste estudo dialogam com essas críticas, uma vez que indicam que os municípios menores podem se beneficiar de ganhos de escala com o aumento da população, mas a simples fusão de municípios não garante automaticamente maior eficiência fiscal. De fato, como apontam Bonilha (2016) e Boueri et al. (2013), fusões mal planejadas podem gerar novos desafios administrativos e políticos, além de impactos negativos na governança local. Assim, políticas públicas voltadas à reorganização municipal devem considerar não apenas critérios fiscais, mas também os indicadores de eficiência na prestação de serviços e as especificidades regionais dos municípios brasileiros.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este estudo teve como objetivo analisar a existência de economias de escala nos gastos públicos municipais no Brasil, considerando a influência de variáveis econômicas, sociais e demográficas sobre o gasto *per capita*. Os resultados obtidos indicam que, de fato, há evidências de economias de escala, corroborando achados prévios da literatura. A principal inovação deste estudo foi oferecer uma análise abrangente que contempla todos os estados brasileiros, preenchendo uma lacuna na literatura ao expandir a investigação para além das regiões previamente analisadas.

Os resultados deste estudo contribuem diretamente para o debate acadêmico e político sobre a eficiência dos governos locais, especialmente no contexto das discussões sobre a viabilidade dos pequenos municípios no Brasil. A PEC nº 188, de 2019, trouxe à tona a questão da sustentabilidade fiscal dos municípios de menor porte, sugerindo sua incorporação a unidades vizinhas caso não atingissem um patamar mínimo de arrecadação própria. No entanto, conforme evidenciado pela literatura (Oliveira & Oliveira, 2023), o critério adotado pela PEC nº 188 desconsidera fatores estruturais, como a eficiência administrativa e a oferta de serviços públicos essenciais. Os resultados reforçam essa crítica ao indicar que, embora municípios menores possam, em alguns casos, se beneficiar do aumento de escala, a simples fusão de unidades municipais não garante, por si só, maior eficiência fiscal.

Embora o presente estudo forneça evidências robustas sobre a existência de economias de escala nos municípios brasileiros, futuras pesquisas podem aprofundar essa análise, investigando mais detalhadamente as condições sob as quais a fusão de municípios pode efetivamente resultar em maior eficiência fiscal e administrativa. Uma abordagem complementar seria avaliar o impacto da distribuição dos recursos do FPM sobre a sustentabilidade financeira local, considerando diferentes cenários de reformulação da estrutura municipal. Além disso, a análise detalhada da proposta de unificação municipal prevista na PEC nº 188 poderia oferecer um diagnóstico mais preciso sobre os desafios e as oportunidades associados a essa medida.

No atual contexto econômico, político e social do Brasil, compreender as dinâmicas de eficiência nos gastos municipais é essencial para a formulação de políticas públicas que equilibrem autonomia local e sustentabilidade fiscal. Assim, os achados deste estudo reforçam a importância de um debate criterioso e embasado sobre a viabilidade dos pequenos municípios, evitando soluções generalizadas que desconsiderem as especificidades regionais e setoriais da administração pública municipal.

ECONOMIES OF SCALE IN BRAZILIAN MUNICIPALITIES: DETERMINANTS OF PUBLIC EXPENDITURES AND THE IMPACT OF RE-ELECTION

Abstract

This study examines economies of scale in municipal public expenditures in Brazil and the impact of mayoral re-election on spending patterns. Using a panel data model covering 5,416 municipalities from 2005 to 2018, the results indicate that population growth reduces per capita expenditures up to a certain threshold, after which diseconomies of scale may emerge. More densely populated municipalities also tend to have lower per capita costs, reinforcing the relationship between demographic structure and fiscal efficiency. Additionally, the analysis shows that re-elected mayors are associated with higher per capita expenditures, suggesting that political continuity influences budgetary decisions. These findings contribute to the debate on the financial sustainability of small municipalities, particularly in the context of Constitutional Amendment Proposal nº 188/2019, highlighting that

municipal consolidation alone does not necessarily improve fiscal efficiency. A careful assessment of regional specificities, governance structures, and expenditure composition remains essential for policy decisions.

Keywords: Brazil; economy of scale; municipal public expenditures; public administration; re-election.

Referências

- Andrews, R., & Boyne, G. A. (2009). Size, structure and administrative overheads: An empirical analysis of English local authorities. *Urban studies*, 46(4), 739-759.
- Avellaneda, C. N., & Gomes, R. C. (2015). Is small beautiful? Testing the direct and nonlinear effects of size on municipal performance. *Public Administration Review*, 75(1), 137-149.
- Bernardelli, L. V., Dollery, B. E., & Kortt, M. A. (2021). An empirical analysis of scale economies in administrative intensity in the Paraná state local government system in Brazil. *Sustainability*, 13(2), 591.
- Bernardelli, L. V., Kortt, M. A., & Dollery, B. (2020). Economies of scale and Brazilian local government expenditure: Evidence from the State of Paraná. *Local Government Studies*, 46(3), 436-458.
- Bernardelli, L. V., Kortt, M. A., & Dollery, B. (2021). Brazilian municipal expenditure and scale economies: Evidence from São Paulo. *Public Administration Quarterly*, 45(2), 166-187.
- Bel, G., & Gradus, R. (2018). Privatisation, contracting-out and inter-municipal cooperation: New developments in local public service delivery. *Local Government Studies*, 44(1), 11-21.
- Bel, G., & Warner, M. E. (2015). Inter-municipal cooperation and costs: Expectations and evidence. *Public Administration*, 93(1), 52-67.
- Blom-Hansen, J., Houlberg, K., Serritzlew, S., & Treisman, D. (2016). Jurisdiction size and local government policy expenditure: Assessing the effect of municipal amalgamation. *American Political Science Review*, 110(4), 812-831.
- Bonilha, I. L. (2016). Apontamentos sobre a viabilidade municipal. *II Congresso Internacional de Controle e Políticas Públicas do IRB*. <https://www1.tce.pr.gov.br/multimidia/2016/12/pdf/00307631>
- Boueri, R., Monasterio, L. M., Mation, L. F., & Silva, M. M. (2013). Multiplicai-vos e crescei? FPM, emancipação e crescimento econômico municipal. In R. Boueri & M. A. Costa (Orgs.), *Brasil em desenvolvimento 2013: Estado, planejamento e políticas públicas* (Vol. 1, Cap. 8, pp. 221-234). Ipea. <https://repositorio.ipea.gov.br/handle/11058/3915>
- Boyne, G. (1995). Population size and economies of scale in local government. *Policy & Politics*, 23(3), 213-222. <https://doi.org/10.1332/030557395782453446>

- Brandt, C. T. (2010). A criação de municípios após a Constituição de 1988. *Revista de informação legislativa*, 47(187), 59-75.
- Burchell, R. W., & Mukherji, S. (2003). Conventional development versus managed growth: The costs of sprawl. *American Journal of Public Health*, 93(9), 1534-1540.
- Byrnes, J., & Dollery, B. (2002). Do economies of scale exist in Australian local government? A review of the research evidence. *Urban Policy and Research*, 20(4), 391-414.
- Callanan, M., Murphy, R., & Quinlivan, A. (2014). The risks of intuition: Size, costs and economies of scale in local government. *The Economic and Social Review*, 45(3), 371-403.
- Calvão, A. M., Crokidakis, N., & Anteneodo, C. (2015). Stylized facts in Brazilian vote distributions. *PloS One*, 10(9), e0137732.
- Dollery, B. E., Grant, B., & Kortt, M. A. (2012). *Councils in cooperation: Shared services and Australian local government*. Federation Press.
- Cameron, A. C., & Trivedi, P. K. (2009). *Microeconometrics using Stata*. Stata Press.
- Dollery, B., & Fleming, E. (2006). A conceptual note on scale economies, size economies and scope economies in Australian local government. *Urban Policy and Research*, 24(2), 271-282. <https://doi.org/10.1080/08111140600704111>
- Drew, J., & Dollery, B. (2014). Would bigger councils yield scale economies in the Greater Perth Metropolitan Region? A critique of the metropolitan local government review for Perth local government. *Australian Journal of Public Administration*, 73(1), 128-137.
- Emenda Constitucional nº 58, de 23 de setembro de 2009. http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/constituicao/Emendas/Emc/emc58.htm
- Favato, D. D. P. C., & Toledo, M. R. (2017). Federalismo, emancipação e dependência de municípios: Uma análise da cidade de Santa Cruz de Minas/MG. *Caderno de Geografia*, 27(48), 184-199.
- Finanças do Brasil (2025). Contas anuais. <https://www.tesouro.fazenda.gov.br/contas-anuais>
- Greene, W. (2012). *Econometric analysis* (7th ed.). Pearson.
- Gujarati, D. N., & Porter, D. C. (2011). *Econometria básica* (5a ed.). Bookman.
- Holcombe, R. G., & Williams, D. W. (2009). Are there economies of scale in municipal government expenditures? *Public Finance and Management*, 9(3), 416-438.
- Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (2025a). Munic – Pesquisa de Informações Básicas Municipais. <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/educacao/10586-pesquisa-de-informacoes-basicas-municipais.html?=&t=o-que-e>
- Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (2025b). Panorama. <https://cidades.ibge.gov.br/brasil/panorama>

Ipeadata (2025). Ipeadata Regional. <https://www.ipeadata.gov.br>

Lago-Peñas, S., & Martinez-Vazquez, J. (2013). *The challenge of local government size: Theoretical perspectives, international experience and policy reform*. Edward Elgar Publishing.

Oliveira, D. T., & Oliveira, A. G. (2023). (In)sustentabilidade financeira municipal: A frágil metodologia proposta pela PEC do Pacto Federativo. *Revista de Administração Pública*, 57(5), e2023-0012.

Relação Anual de Informações Sociais (2025). <http://pdet.mte.gov.br/acesso-online-as-bases-de-dados>

Rodrigues, A. F. O., Schnitzler, E. L., & Sallum, S. B. (2017). Emancipação dos municípios catarienses: Análise estatística dos impactos econômicos da fragmentação territorial. Tribunal de Contas do Estado de Santa Catarina.

Simão, E., Truffi, R., Lima, V., Graner, F., Otta, L. A., & Ribeiro, M. (2019, novembro 6). Plano prevê redução de municípios em 2025 e restrição à criação de novos. *Valor Econômico*. <https://valor.globo.com/brasil/noticia/2019/11/06/plano-preve-reducao-de-municipios-em-2025-e-restricao-a-criacao-de-novos.ghtml>

Sistema IBGE de Recuperação Automática (2025). Banco de tabelas estatísticas. <https://www.sidra.ibge.gov.br>

Tavares, A. F. (2018). Municipal amalgamations and their effects: A literature review. *Miscellanea Geographica*, 22(1), 5-15. <https://doi.org/10.2478/mgrsd-2018-0005>