

REN Revista Econômica do Nordeste

4

Volume 57 | Nº 04 | Outubro-Dezembro de 2026

ISSN impressa 0100-4956

ISSN eletrônica (on line) 2357-9226



REN Revista
Econômica
do Nordeste

REN Revista Econômica do Nordeste

BANCO DO NORDESTE DO BRASIL

Presidente:

Paulo Henrique Saraiva Câmara

Diretores:

Ana Teresa Barbosa de Carvalho | Antônio Jorge Pontes Guimarães Júnior | José Aldemir Freire | Leonardo Victor Dantas da Cruz | Vicente Bandeira de Aquino Neto | Wanger Antônio de Alencar Rocha

ESCRITÓRIO TÉCNICO DE ESTUDOS ECONÔMICOS DO NORDESTE – ETENE

Gerente de Ambiente:

Dr. Allisson David de Oliveira Martins

Revista Econômica do Nordeste – REN

Editor-Chefe:

Dr. Rogério Sobreira Bezerra

Editores Científicos:

Prof. Joacir Rufino de Aquino, Universidade do Estado do Rio Grande do Norte
Dr. Alcido Elenor Wander, Embrapa Arroz e Feijão
Prof. Alexandre Florindo Alves, Universidade Estadual de Maringá
Dra Ana Flávia Machado, Universidade Federal de Minas Gerais
Dr Cícero Pérciles de Oliveira Carvalho, Universidade Federal de Alagoas
Profa. Francesca Bettio, Università di Siena
Dr Gil Célio de Castro Cardoso, Universidade de Brasília

Editor Executivo:

Luciano Feijão Ximenes

Jornalista Responsável:

Cícero Leonardo de Carvalho Ribeiro

Comitê Editorial:

Dr. Ailton Saboya Valente Junior, Banco do Nordeste do Brasil S/A, Brasil
Dr. Fernando Luiz Emerenciano Viana, Banco do Nordeste do Brasil S/A, Brasil
Dr. Francisco Diniz Bezerra, Banco do Nordeste do Brasil S/A, Brasil
Dr. Leonardo Dias Lima, Banco do Nordeste do Brasil S/A, Brasil
Dr. Luciano Feijão Ximenes, Banco do Nordeste do Brasil S/A, Brasil
Dr. Luiz Fernando Gonçalves Viana, Banco do Nordeste do Brasil, Brasil
Dr. Rogério Sobreira Bezerra, Banco do Nordeste do Brasil S/A, Brasil

Revisão Vernacular:

Fernanda Karine Cordeiro Lima

Projeto Gráfico:

Gustavo Bezerra Carvalho

Conselho Editorial

Prof. Alexandre Alves Porsse
Universidade Federal do Paraná - UFPR, Brasil
Profa. Ana Paula Macedo de Avellar
Universidade Federal de Uberlândia - UFU, Brasil
Prof. Augusto Mussi Alvim
Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul - PUCRS, Brasil
Prof. Carlos Roberto Azzoni
Universidade de São Paulo - FEA/USP, Brasil
Profa. Carmem Aparecida do Valle Costa Feijó
Universidade Federal Fluminense - UFF, Brasil
Profa. Cassia Kely Favoretto Costa
Universidade Estadual de Maringá - UEM, Brasil
Dr. Guilherme Mendes Resende
Conselho Administrativo de Defesa Econômica - CADE, Brasil
Prof. Leonardo Bornacki de Mattos
Universidade Federal de Viçosa - UFV, Brasil
Prof. Livio Andrade Wanderley
Universidade Federal da Bahia - UFBA, Brasil
Prof. Jaylson Jair da Silveira
Universidade Federal de Santa Catarina - UFSC, Brasil
Prof. Joaquim Bento de Sousa Ferreira Filho
Universidade de São Paulo - Esalq/USP, Brasil
Prof. José Angelo Costa do Amor Divino
Universidade Católica de Brasília - UCB, Brasil
Prof. Luciano Dias Losekann
Universidade Federal Fluminense - UFF, Brasil
Prof. Ricardo Antonio de Castro Pereira
Universidade Federal do Ceará - UFC, Brasil
Prof. Ricardo Dathein
Universidade Federal do Rio Grande do Sul - UFRGS, Brasil
Profa. Tatiane Almeida de Menezes
Universidade Federal de Pernambuco - UFPE, Brasil
Prof. Tomaz Ponce Dentinho
Universidade dos Açores/GDRS-APDR, Portugal

Responsabilidade e reprodução:

Os artigos publicados na Revista Econômica do Nordeste – REN são de inteira responsabilidade de seus autores. Os conceitos neles emitidos não representam, necessariamente, pontos de vista do Banco do Nordeste do Brasil S.A. Permite-se a reprodução parcial ou total dos artigos da REN, desde que seja mencionada a fonte.

Endereço para correspondência

ETENE, Av. Silas Munguba, 5.700, bloco A2 térreo, Passaré,
CEP: 60.743-902, Fortaleza, Ceará, Brasil. Fone: (85) 3251.5544,
3299.5544, 3299.3034. ren@bnb.gov.br

Depósito legal na Biblioteca Nacional conforme a Lei Nº 10.994
de 14 de dezembro de 2004

Revista Econômica do Nordeste, v. 57, n. 4, out./dez., 2026 – Fortaleza: Banco do
Nordeste do Brasil, 2022.

v. 57: il.; 28 cm.

Trimestral

Primeiro título a partir de julho de 1969, sendo que, de julho de 1969 a janeiro de
1973, o título do periódico era Revista Econômica.

Sumários em português e inglês.

ISSN 0100-4956 (impressa)

ISSN 2357-9226 (eletrônica)

1. Economia – Desenvolvimento Regional – Brasil. I. Banco do Nordeste do Brasil,
Fortaleza, CE.

CDD 330

SUMÁRIO

ARTIGOS CIENTÍFICOS

DETERMINANTES DA INFORMALIDADE NO MERCADO DE TRABALHO BRASILEIRO: UMA ANÁLISE BASEADA NA PNAD ANUAL DE 2019 E 2022 (8)

Determinants of informality in the Brazilian labor market: an analysis based on the 2019 and 2022 Annual PNAD

IMPACTOS DAS EXPORTAÇÕES SOBRE A SOBREVIVÊNCIA DAS EMPRESAS AGRÍCOLAS DE FRUTICULTURA IRRIGADA NO RIO GRANDE DO NORTE (28)

Impacts of exports on the survival of irrigated fruit farming agricultural companies in Rio Grande do Norte

SOBREVIVÊNCIA DE EMPRESAS INOVADORAS E NÃO-INOVADORAS: UMA ANÁLISE PARA AS MACRORREGIÕES BRASILEIRAS (48)

Survival of innovative and non-innovative companies: an analysis for Brazilian macrorregions

PERFIL DO TRABALHADOR EM PRIMEIRO EMPREGO E REEMPREGO: UMA ANÁLISE COMPARATIVA ENTRE OS ESTADOS DO RIO GRANDE DO NORTE E CEARÁ (70)

Worker profile in first-time employment and reemployment: A comparative analysis between the states of Rio Grande do Norte and Ceará

AValiação DO PAGAMENTO POR SERVIÇOS AMBIENTAIS PARA INCENTIVAR A CONSERVAÇÃO DA MATA NATIVA NO BIOMA CERRADO: UMA ANÁLISE DE EQUILÍBRIO GERAL COMPUTÁVEL (90)

Evaluation of Payment for Environmental Services to encourage the conservation of native forest in Cerrado biome: a computable general equilibrium analysis

CONVERGÊNCIA NAS DESPESAS ORÇAMENTÁRIAS DOS MUNICÍPIOS DA BAHIA (106)

Convergence in the local spending of municipalities in Bahia

MODELAGEM ECONÔMETRICA DA DEMANDA POR VOOS CARGUEIROS EM AEROPORTOS CONCESSIONADOS DO NORDESTE DO BRASIL (123)

Econometric modeling of cargo flight demand at concessioned airports in northeast Brazil

POLÍTICAS BASEADAS EM LOCALIZAÇÃO: O CASO DO BANCO DO NORDESTE NO ESPÍRITO SANTO (145)

Place-based policies: the case of the northeast bank of Brazil in Espírito Santo

OS DETERMINANTES GLOBAIS DA OFERTA BRASILEIRA DE CERA VEGETAL: ANÁLISE DAS EXPORTAÇÕES DE 1997 A 2022 (163)

Global determinants of the Brazilian supply of vegetable wax: an analysis of exports from 1997 to 2022

MICRO E PEQUENAS AGROINDÚSTRIAS DO NORTE E NORDESTE COMO VETORES DE EFICIÊNCIA DOS FUNDOS CONSTITUCIONAIS: UMA ANÁLISE DE EMPREGO E PRODUTIVIDADE (185)

Micro and small agro-industries in the north and Northeast as efficiency drivers of constitutional funds: an analysis of employment and productivity

DESENVOLVIMENTO REGIONAL SOB O DESAFIO CLIMÁTICO

A economia brasileira chegou ao segundo semestre de 2026 com avanços importantes. O Produto Interno Bruto cresceu 2,0% no 2T2026, ante o 2T2025, superando a alta de 1,8% observada no 1T2025. Na comparação com o 1T2026, o avanço foi de 0,5%. O mercado de trabalho também melhorou: a taxa de desocupação caiu de 6,1% para 5,4% entre o primeiro e o segundo trimestre. Em setembro, contudo, o IPCA subiu 0,82%, após recuo de 0,32% em agosto, acumulando 4,58% em 12 meses. O cenário combina, portanto, atividade e emprego em expansão com pressões inflacionárias que exigem atenção (IBGE, 2026).

No Nordeste, o mercado de trabalho acompanhou essa evolução. A região teve 23,249 milhões de pessoas ocupadas no 2T2026, taxa de desocupação de 7,6% e rendimento médio real habitual de R\$ 2.645. A massa de rendimento real habitual alcançou R\$ 60,410 bilhões, alta de 5,6% frente ao 2T2025 (IBGE, 2026). Apesar dos avanços, a desocupação regional ainda supera a média brasileira, evidenciando a necessidade de oportunidades mais amplas e empregos de melhor qualidade.

Os artigos desta edição ajudam a interpretar esse quadro. Schommer e Olivares (2026) examinam os determinantes da informalidade, enquanto Rodrigues e Arruda (2026) comparam os perfis dos trabalhadores em primeiro emprego e reemprego no Ceará e no Rio Grande do Norte. Botelho et al. (2026) analisam a sobrevivência de empresas inovadoras e não inovadoras. Exportações, logística e financiamento regional aparecem nos trabalhos de Escobar, Nunes e Rodrigues (2026), Queiroz Júnior, Falcão e Silva (2026) e Freitas et al. (2026).

A agenda do desenvolvimento torna-se ainda mais urgente diante do risco climático. Em outubro, a NOAA informou que o El Niño continuava se fortalecendo, com probabilidade superior a 83% de permanecer forte ou muito forte até o trimestre janeiro-março de 2027. A instituição ressalva que a intensidade do fenômeno não garante impactos locais específicos (NOAA, 2026). Essa variabilidade climática, somada às mudanças do clima no longo prazo, amplia os riscos para a agricultura, a água, a infraestrutura e as cadeias produtivas nordestinas. Nesse contexto, Suela et al. (2026) colocam a conservação ambiental no centro do debate ao avaliarem pagamentos por serviços ambientais no Cerrado.

Ao articular emprego, inovação, território e sustentabilidade, a REN reafirma que o crescimento somente se converte em desenvolvimento quando produz inclusão, resiliência e capacidade de antecipar riscos.

Boa leitura!

REGIONAL DEVELOPMENT AMID THE CLIMATE CHALLENGE

In an international context characterized by persistent geopolitical tensions and elevated global financial volatility, *Revista Econômica do Nordeste* reaffirms its role as a platform for evidence-based discussion on sustainable, inclusive, and socially balanced development. External shocks continue to heighten uncertainty in international trade, energy markets, and capital flows, underscoring the importance of domestic policy strategies grounded in productivity growth, innovation, energy transition, and the strengthening of internal demand.

Recent economic indicators suggest that Brazil has demonstrated a degree of macroeconomic resilience. The March minutes of the Monetary Policy Committee indicate that, although inflation expectations remain above the official target, inflationary pressures have eased gradually, allowing for the initial phase of a cautious monetary easing cycle. Monetary policy remains restrictive, reflecting the authorities' commitment to inflation convergence. Projections from the April Focus Report point to GDP growth of 1.9% in 2026, inflation close to 4.0%, and a relatively stable exchange rate.

Labor market trends further reinforce this assessment. Data from the Continuous PNAD indicate that, by the end of 2025, the Northeast recorded an unemployment rate of 7.1%, the lowest in its historical series, while the national rate declined to 5.1%. The expansion of formal employment and growth in real labor income highlights meaningful social progress and strengthening domestic demand.

The articles in this issue engage directly with these developments. They examine the socioeconomic impacts of renewable energy, on income generation and inequality reduction; assess green technologies in family-based agroindustry; analyze agricultural exports, rural credit, and income dynamics; and evaluate environmental governance, emissions, sanitation, energy costs, and public service efficiency. Collectively, these contributions demonstrate that sustainable development in the Northeast is driven by coherent public policies, green infrastructure investment, institutional capacity, and human capital.

Against a backdrop of global uncertainty, REN highlights the Northeast's strategic assets—human capital, renewable energy potential, biodiversity, and productive capacity—as foundations for a more inclusive and resilient growth trajectory.

Good reading!

DETERMINANTES DA INFORMALIDADE NO MERCADO DE TRABALHO BRASILEIRO: UMA ANÁLISE BASEADA NA PNAD ANUAL DE 2019 E 2022

*Determinants of informality in the Brazilian labor market: an analysis based on the 2019 and 2022
Annual PNAD*

Susan Schommer

Economista. Doutora em Economia Matemática pelo Instituto de Matemática Pura e Aplicada. Professora
Adjunta do Instituto de Economia da Universidade Federal do Rio de Janeiro. Campus Praia Vermelha,
Av. Pasteur, 250, 22290-902, Rio de Janeiro, RJ, Brasil. susan.schommer@ie.ufrj.br

Catarina Luz Olivares

Economista. Universidade Federal do Rio de Janeiro. Campus Praia Vermelha, Av. Pasteur,
250, 22290-902, Rio de Janeiro, RJ, Brasil. olivares.catarina@gmail.com

Resumo: Este estudo tem por objetivo analisar os determinantes da informalidade no mercado de trabalho brasileiro nos anos de 2019 e 2022, utilizando dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) Contínua Anual. O modelo foi estimado através da regressão logística generalizada com o intuito de mensurar como fatores individuais e regionais influenciam a probabilidade de inserção de um indivíduo no mercado informal. Os resultados revelam padrões persistentes, indicando que características como sexo, raça ou cor, idade, condições do domicílio, escolaridade e região continuam influenciando a probabilidade de trabalhar informalmente ao longo do tempo. A análise identificou que a baixa escolaridade e a localização nas Regiões Norte e Nordeste são os fatores mais significativos para a determinação da ocupação informal do trabalhador, ressaltando a importância da implementação de políticas públicas voltadas para a promoção da educação e à redução das disparidades regionais.

Palavras-chave: Mercado de trabalho, informalidade, PNAD, regressão logística.

Abstract: This study aims to analyze the determinants of informality in the Brazilian labor market in the years 2019 and 2022, using data from the Continuous Annual National Household Sample Survey (PNAD). The model was estimated through generalized logistic regression to measure how individual and regional factors influence the probability of an individual entering the informal labor market. The results reveal persistent patterns, indicating that characteristics such as gender, race or color, age, household conditions, education level, and region continue to influence the probability of informal employment over time. The analysis identified that low educational attainment and residence in the North and Northeast regions are the most significant factors determining informal employment, underscoring the importance of public policies aimed at promoting education and reducing regional disparities.

Keywords: Labor Market, informality, PNAD, logistic regression.

1 INTRODUÇÃO

A informalidade no mercado de trabalho é um fenômeno complexo e multifacetado que tem despertado crescente interesse, tornando-se alvo de debates acadêmicos e políticos nas últimas décadas. O presente estudo busca responder à questão: quais são os principais fatores individuais e regionais que determinam a inserção dos trabalhadores brasileiros no mercado de trabalho informal, e se esses fatores exerceram influências diferenciadas nos anos de 2019 e 2022, especialmente após o choque da pandemia de covid-19.

Os estudos sobre a informalidade no mercado de trabalho destacaram-se em períodos de elevação das taxas de trabalho informal, especialmente no que se refere à disparidade salarial entre os setores formal e informal¹. Com a pandemia de covid-19, o interesse por análises das características individuais e regionais do mercado de trabalho informal foi intensificado, visando compreender os impactos diferenciados da pandemia na condição laboral da população. Em uma perspectiva regional, conforme discutido em Costa *et al.* (2023), Borchers *et al.* (2022) e Simões *et al.* (2023), evidencia-se que a residência nas Regiões Norte e Nordeste aumenta a probabilidade de inserção no mercado de trabalho informal, tanto em períodos anteriores quanto durante a pandemia. Assim, questiona-se se essa desigualdade regional se tornou mais acentuada após o impacto inicial da pandemia.

Ao considerar a característica racial, observa-se que os achados variam conforme o período analisado. Duarte (2020; 2021), ao investigar determinantes da informalidade em Recife e São Paulo, com base no Censo de 2010, constatou maior probabilidade de inserção no setor informal para indivíduos negros ou pardos em comparação aos brancos. Em contraste, Tavares *et al.* (2023) observaram que, em 2020, ser negro não afeta significativamente a probabilidade de informalidade em relação aos brancos. Esse efeito pode ser explicado pelo isolamento social de 2020, que gerou uma intensa transição dos ocupados para a inatividade (Costa *et al.*, 2022).

O alto índice de informalidade, que foi de 39,2% da população ocupada no Brasil em 2023, de acordo com Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), reforça a importância de investigar as variáveis que contribuem para esse fenômeno. A escolha dos anos de 2019 e 2022 para análise deve-se à proximidade temporal e à possibilidade de investigar alterações significativas, especialmente em decorrência da pandemia de covid-19, além de a coleta de dados ter sido realizada totalmente de forma presencial². Logo, é possível observar o comportamento dos coeficientes ao longo de um período marcado por grandes mudanças no mercado de trabalho, decorrentes das consequências da pandemia.

A hipótese deste estudo é que com a pandemia de covid-19 ocorreram alterações significativas nos determinantes da informalidade no mercado de trabalho brasileiro. Assim sendo, o estudo tem por objetivo analisar os determinantes da informalidade no mercado de trabalho brasileiro nos anos de 2019 e 2022. Para alcançar tal objetivo, propõe-se: 1) identificar os fatores individuais e regionais que influenciam a probabilidade de inserção de um indivíduo no mercado informal; 2) examinar possíveis mudanças significativas nos determinantes da informalidade entre 2019 e 2022, considerando os impactos da pandemia de covid-19; e 3) estimar os coeficientes dos determinantes da informalidade por meio da aplicação de modelos Logit, usando os dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua Anual (PNAD).

1 Ver Ulyssea (2006) para uma revisão da literatura.

2 Segundo o IBGE (2021), entre março de 2020 e julho de 2021, a coleta foi realizada exclusivamente por telefone, o que reduziu consideravelmente a taxa de aproveitamento da amostra. Apesar disso, verificou-se que as estatísticas não apresentaram viés nos principais indicadores. Para uma discussão mais detalhada sobre o impacto da redução no número de entrevistas na PNAD Contínua e suas implicações para as estatísticas do mercado de trabalho, consulte Corseuil e Russo (2022).

2 A INFORMALIDADE NO MERCADO DE TRABALHO

A definição de informalidade na literatura carece de consenso. Desde a década de 1970, a Organização Mundial do Trabalho (OIT) utiliza o termo setor informal para descrever atividades com características como facilidade de entrada, uso de recursos locais, gestão familiar e operações em pequena escala. Esse termo tornou-se comum nas análises do mercado de trabalho, especialmente em países em desenvolvimento (Cacciamali, 2016).

Vargas (2016) propõe, em seu ensaio, fornecer insumos teóricos para uma compreensão mais ampla da informalidade no trabalho, examinando três conceitos: setor informal, economia informal e trabalho decente. Apesar dos esforços para adaptar esses conceitos à realidade brasileira, persistem imprecisões que dificultam análises precisas do tema. A tentativa de conceitualização não encerra o debate, mas evidencia a complexidade de estabelecer um critério único e preciso para definir a informalidade no mercado de trabalho brasileiro.

Carvalho e Nogueira (2022) analisam o conceito de precariedade e trabalho precário na literatura, ressaltando a importância de distingui-los da informalidade, especialmente em países como o Brasil. O trabalho precário é marcado pela insegurança e falta de proteção, diferindo do trabalho informal, que ocorre fora das regulamentações legais e sem garantias como previdência social ou contratos formais.

Roubaud *et al.* (2020) analisam quatro definições de setor informal, sendo as duas primeiras do IBGE: a primeira inclui trabalhadores sem carteira assinada, autônomos e empregadores que não contribuem para a previdência; e a segunda, aqueles sem Cadastro Nacional de Pessoa Jurídica (CNPJ). A terceira inclui todos os trabalhadores que não contribuem para a previdência e familiares não remunerados, enquanto a quarta abrange empresas com até cinco pessoas. Na PNAD Contínua, as três primeiras definições produzem resultados semelhantes em nível e estrutura da informalidade, enquanto a quarta apresenta menor precisão.

A complexidade em definir o setor informal é evidente, dada a diversidade de abordagens conceituais e metodológicas, assim como a falta de consenso na literatura. A legislação brasileira simplifica a questão ao requerer carteira de trabalho assinada para vínculos empregatícios, associando a informalidade à ausência desse documento. Neste estudo, adota-se a definição oficial do IBGE como *proxy* para trabalho informal, incluindo empregados privados e domésticos sem carteira assinada, empregadores e autônomos (conta própria) sem CNPJ, e trabalhadores familiares auxiliares.

A informalidade no mercado de trabalho é um desafio persistente que impacta milhões de trabalhadores brasileiros. Dados da PNAD Contínua de 2022 indicam uma população ocupada total de 99,6 milhões de pessoas, sendo que cerca de 39 milhões desses trabalhadores se encontram no setor informal. O país tem experimentado mudanças nas últimas décadas em relação à formalização do emprego, mas a informalidade continua a ser uma característica intrínseca do mercado de trabalho brasileiro.

Ulyssea (2006) analisa o aumento da informalidade no Brasil desde a década de 1990, apontando fatores estruturais, institucionais e individuais. No aspecto estrutural, o autor destaca o crescimento do setor de serviços, mais informal que a indústria, como um fator relevante. Entre os aspectos institucionais, as leis trabalhistas rígidas podem restringir contratações formais, enquanto a baixa qualificação dos trabalhadores é um fator individual que dificulta a inserção no mercado formal. Ulyssea questiona se a informalidade é uma escolha ou uma imposição, concluindo que ambos os casos existem: alguns trabalhadores preferem a informalidade pela flexibilidade e autonomia, enquanto outros se veem obrigados a aderir devido à escassez de empregos formais.

Com o intuito de analisar os dados mais recentes, a Tabela 1 apresenta as informações sobre os trabalhadores informais e suas posições ocupacionais nos anos de 2019 e 2022.

Tabela 1 – Trabalhadores informais por posição de ocupação em 2019 e 2022 no Brasil

Posição na ocupação	Ocupados 2019		Ocupados 2022	
	(Mil pessoas)	(%)	(Mil pessoas)	(%)
Empregado no setor privado sem carteira assinada	12.316	31,7	13.570	34,2
Trabalhador doméstico sem carteira assinada	4.382	11,3	4.446	11,2
Empregador sem CNPJ	839	2,2	936	2,4
Conta própria sem CNPJ	19.229	49,5	19.025	48
Trabalhador familiar auxiliar	2.048	5,3	1.691	4,3
Total	38.814	100,0	39.668	100,0

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNAD Contínua.

Destaca-se que os trabalhadores por conta própria sem CNPJ constituem a maioria significativa entre os informais, representando 49,5% em 2019 e 48% em 2022 do total de trabalhadores informais no Brasil. Em comparação com 2019, observa-se um acréscimo de 854 mil trabalhadores informais em 2022, sendo esse crescimento atribuído, principalmente, ao aumento do emprego no setor privado sem carteira assinada.

Nesse contexto, a realização de uma análise sobre a informalidade, baseada em um amplo conjunto de dados representativos que capturem a diversidade da população, revela-se uma abordagem crucial para uma compreensão mais aprofundada dos fatores que influenciam a inserção no trabalho informal. Ademais, torna-se essencial examinar as transformações no mercado de trabalho após a pandemia, visando identificar as mudanças estruturais e suas implicações para a informalidade.

Tavares *et al.* (2023) analisaram as probabilidades de mulheres brancas, mulheres negras e homens negros estarem desempregados ou no setor informal durante a pandemia de covid-19, utilizando dados da PNAD 2020 e um modelo Logit. O estudo considerou variáveis como gênero, raça, escolaridade, região, localização do domicílio, idade, filhos menores de cinco anos e responsabilidade pelo domicílio. Os resultados mostraram que mulheres brancas tiveram menor probabilidade de estar na informalidade em comparação aos homens brancos, enquanto mulheres negras e homens negros apresentaram maior propensão ao trabalho informal. Regionalmente, a Região Norte teve a maior taxa de informalidade, seguida pelo Nordeste, Centro-Oeste, Sudeste e Sul.

Borchers *et al.* (2022) analisaram os determinantes do desemprego e da informalidade juvenil no Brasil, focando na faixa etária de 20 a 34 anos, com dados da PNAD de 2012, 2016, 2019 e 2021. Utilizando um modelo Logit, consideraram variáveis como gênero, raça, responsabilidade pelo domicílio, escolaridade e região. Os resultados mostram que níveis educacionais acima do primário estão associados a um menor risco de emprego informal, e que jovens homens, especialmente nas Regiões Norte e Nordeste, têm maior probabilidade de trabalhar sem carteira assinada. Além disso, características como gênero e educação impactam significativamente as taxas de desemprego, com os homens enfrentando maiores riscos. Em geral, jovens não brancos das regiões Nordeste e Norte são os mais propensos ao desemprego e à informalidade.

Costa *et al.* (2023) investigaram os determinantes do acesso ao trabalho informal entre mulheres brasileiras em 2020, utilizando dados da PNAD covid-19. Com um Modelo de Probabilidade Linear, o estudo analisou variáveis como escolaridade, raça, idade, chefia domiciliar e renda. Os resultados indicam que mulheres menos escolarizadas, mais velhas e chefes de domicílio têm maior probabilidade de estar em empregos informais, enquanto aquelas casadas, com menos filhos e residentes em áreas urbanas apresentam menor propensão à informalidade. A educação, experiência e a presença de cônjuge e filhos reduzem significativamente essa probabilidade, e residir nas Regiões Sul, Sudeste e Nordeste diminui a chance de estar no setor informal em comparação às mulheres da Região Norte.

Simões *et al.* (2023) investigaram a vulnerabilidade dos responsáveis pelo domicílio no mercado de trabalho, com foco nas desigualdades de sexo e raça, utilizando dados da PNAD de 2016 a 2023. Através de um modelo Logit, analisaram variáveis como idade, escolaridade, região, situação do domicílio e presença de crianças. Os resultados mostram que a crise econômica pós-2015, agravada pela pandemia, afetou mais intensamente as mulheres responsáveis pelo domicílio, especialmente as negras e pardas. Fatores como escolaridade, idade, residência em áreas urbanas e presença de cônjuge reduziram a probabilidade de informalidade, enquanto residir nas Regiões Norte e Nordeste e ter crianças aumentaram a vulnerabilidade à informalidade.

Uma das principais políticas públicas implementadas para mitigar os impactos da pandemia no mercado de trabalho foi o auxílio emergencial, focado em trabalhadores informais e famílias de baixa renda. Estudos de Russo *et al.* (2022) e Carvalho (2022) destacam que essa medida foi crucial para manter o rendimento das camadas mais baixas, especialmente nas Regiões Norte e Nordeste. Souza (2022) aponta que o auxílio contribuiu para reduzir a disparidade de renda entre negros e brancos, com a diferença na renda média caindo de quase 90% para 70% após sua implementação, embora ainda permaneça elevada.

Tanto Duarte (2020) quanto Duarte (2021), ao analisarem as condições de informalidade na região metropolitana do Recife e no município de São Paulo com dados do Censo de 2010, encontraram que trabalhadores negros e pardos têm maior probabilidade de estar no setor informal ou desempregados em comparação aos brancos. A escolaridade se destaca como uma variável crucial, já que sua elevação reduz a probabilidade de informalidade. Ademais, ambos os estudos apontam que homens têm menor chance de informalidade do que mulheres. Condições domiciliares, como a presença de melhores infraestruturas e o papel de chefe de domicílio, estão associadas a menores chances de informalidade, enquanto um maior número de pessoas no domicílio aumenta essa probabilidade.

3 BASE DE DADOS

3.1 Fonte de dados e variáveis

Os dados utilizados neste estudo foram extraídos da PNAD Contínua, uma pesquisa realizada pelo IBGE que fornece um extenso conjunto de informações sobre a população brasileira. A PNAD Contínua adota um plano amostral estratégico baseado no Sistema Integrado de Pesquisas Domiciliares (SIPD), que define os parâmetros para a seleção da amostra e orienta todo o processo de coleta de dados, garantindo a representatividade geográfica e populacional (IBGE, 2023, p. 7-8).

O SIPD estabelece as bases metodológicas da PNAD Contínua, definindo sua abrangência geográfica, população-alvo e plano amostral. A pesquisa abrange todo o território nacional, exceto áreas especiais, focando nos residentes de domicílios particulares permanentes. A amostra é conglomerada em dois estágios de seleção, estratificada em unidades primárias de amostragem (UPAs) com critérios específicos para garantir representatividade (IBGE, 2023, p. 10).

A amostra mestra, formada por UPAs selecionadas trimestralmente, é renovada a cada cinco trimestres, com a seleção ocorrendo de forma proporcional ao número de domicílios, mantendo a estratificação do SIPD. No segundo estágio, 14 domicílios são escolhidos aleatoriamente em cada UPA. A estratificação considera características como região geográfica e tamanho dos setores censitários, melhorando a eficiência do plano amostral e possibilitando análises mais robustas (IBGE, 2023, p. 10).

A PNAD Contínua adota um esquema de rotação 1-2(5), no qual entrevista um domicílio por um mês e o exclui nos dois meses seguintes, repetindo essa sequência cinco vezes para capturar mudanças nos indicadores trimestrais e manter uma amostra sobreposta. Os pesos, calibrados pelos totais populacionais por sexo e grupos de idade, são fundamentais para ajustar as estimativas

e garantir representatividade, corrigindo desvios amostrais e aprimorando a precisão dos dados (IBGE, 2023, p. 11). Dessa forma, a PNAD Contínua, ao integrar elementos como SIPD, amostra mestra, pesos amostrais e estratificação, estabelece um plano amostral robusto que assegura uma visão abrangente do mercado de trabalho brasileiro.

O modelo proposto tem como objetivo específico identificar os fatores individuais e regionais que afetam a probabilidade de um indivíduo estar inserido no mercado informal, utilizando a regressão logística com dados da PNAD Contínua. A variável dependente, chamada informal, é dicotômica, assumindo os valores binários 0 ou 1, em que 0 indica ausência de atividades informais e 1 a participação em empregos informais, como: empregado no setor privado sem carteira assinada, empregado doméstico sem carteira, empregador sem registro no CNPJ, trabalhador autônomo sem registro e trabalhador familiar auxiliar, categorias adotadas pelo IBGE para calcular a *proxy* da informalidade. Essa escolha de variável permite modelar a probabilidade de um indivíduo pertencer a uma das duas categorias com base nas variáveis explicativas selecionadas.

As variáveis explicativas selecionadas para o modelo baseiam-se no estudo de Borchers *et al.* (2022), no qual incluem: sexo, cor ou raça, região geográfica (Norte, Nordeste, Sul, Sudeste e Centro-Oeste), escolaridade, condição no domicílio e composição familiar. Adicionalmente, foi incorporada a variável que representa experiência no trabalho, composta por idade e idade², conforme utilizada em diversos estudos, como Fernandes (1996), Curi e Menezes-Filho (2004), Ramalho e Silveira (2012) e Cirino e de Lima (2012). Por fim, incluiu-se a variável região metropolitana, considerada nos trabalhos de Pereira *et al.* (2018) e Simões *et al.* (2023). O quadro abaixo apresenta todas as variáveis utilizadas no modelo, juntamente com suas descrições.

Quadro 1 – Variáveis utilizadas no modelo e suas descrições

Variável	Descrição
Informal (Variável Dependente)	Variável categórica que terá valor 1, caso considerado trabalhador informal e 0, caso contrário
Sexo	Variável categórica: Feminino; Masculino
Idade	Variável contínua: Idade do trabalhador
Idade ²	Variável contínua: Idade ao quadrado como <i>proxy</i> de experiência
Cor ou raça	Variável categórica: Branca; Não-branca*
Região	Variável categórica: Norte; Nordeste; Sul; Sudeste; Centro-Oeste
Tipo de Área	Variável categórica: Região Metropolitana ou Região Integrada de Desenvolvimento Econômico; Resto da UF**
Escolaridade	Variável categórica: Sem instrução e menos de 1 ano de estudo; Fundamental incompleto ou equivalente; Fundamental completo e médio incompleto ou equivalente; Médio completo e superior incompleto ou equivalente; Superior completo
Condição no Domicílio	Variável categórica: Responsável pelo domicílio; Outros
Componentes no Domicílio	Variável contínua: Quantidade de pessoas que vivem no mesmo domicílio.

Fonte: Elaboração própria.

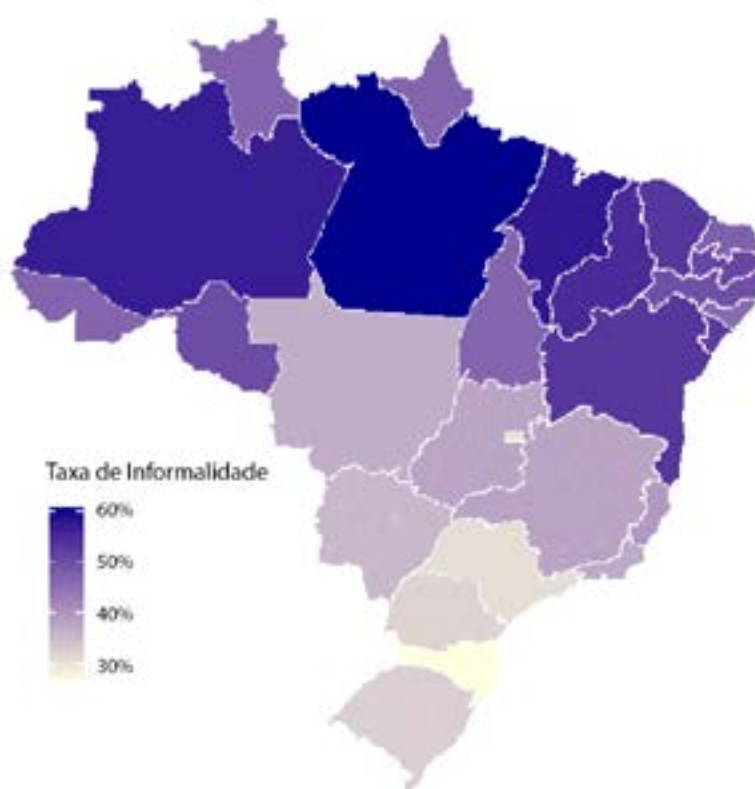
Nota: Todos os dados utilizados foram obtidos na PNAD referente aos anos de 2019 e 2022. *Não-branca inclui preta, amarela, parda, indígena e ignorada. O IBGE pesquisa a cor ou raça da população brasileira com base na autodeclaração. **UF significa unidade federativa.

As análises foram restritas aos indivíduos ocupados, conforme definido pelo IBGE, e àqueles que responderam às perguntas relacionadas às variáveis mencionadas.

3.2 Estatísticas descritivas

Para compreender os fatores que contribuem para a informalidade, é essencial realizar análises estatísticas descritivas dos dados, permitindo identificar as principais características dos trabalhadores informais e suas diferenças em relação aos formais. A Figura 1 apresenta a taxa de informalidade por estado brasileiro, proporcionando uma representação visual da distribuição regional desse fenômeno.

Figura 1 – Mapa do Brasil com as taxas de informalidade por estado



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNAD Continua 2022.

Os dados apresentados na Figura 1 indicam que a informalidade é um fenômeno heterogêneo, com características distintas em diferentes regiões do Brasil. A informalidade é mais prevalente nas Regiões Norte e Nordeste do Brasil, onde as taxas de informalidade são de 55,7% e 52,4%, respectivamente. Essas regiões também abrigam os três estados com as maiores taxas: Pará (60,6%), Maranhão (57,7%) e Amazonas (56,3%). A região Sul, por outro lado, apresenta a menor taxa do país, com 30,7%. Os estados com as menores taxas foram em Santa Catarina (26,6%), Distrito Federal (30,3%) e São Paulo (30,8%), evidenciando disparidades regionais.

As seguintes estatísticas descritivas da Tabela 2 são de dados para 2022, que totalizam um tamanho amostral (n) de 163.942 observações e um tamanho populacional (N) de 99,6 milhões de trabalhadores, com um número de observações menor do que as usadas no modelo de 2019, que contam com 189.811 observações em seu tamanho amostral e 94 milhões de trabalhadores ocupados compondo seu tamanho populacional, dos quais aproximadamente 38,7 milhões são informais.

A Tabela 2 apresenta todas as variáveis e suas respectivas categorias em dois cenários: um para a população ocupada em atividades informais e outro para a totalidade dos trabalhadores, incluindo formais e informais. As análises revelam que a idade média dos trabalhadores informais é de 39,6 anos, enquanto a de todos os trabalhadores é de 39,1 anos, indicando um envelhecimento geral da força de trabalho. Apesar da diferença de 0,5 anos, essa variação é mínima.

Tabela 2 – Médias e Proporções das variáveis utilizadas no modelo de 2022 no Brasil.

Variável		Informais	População total
Idade (média)		39,6	39,1
Idade ² (média)		1702,8	1778,7
Componentes no domicílio (média)		3,4	3,3
Sexo	Homem	0,59	0,57
	Mulher	0,41	0,43
Cor ou raça	Não branca	0,63	0,55
	Branca	0,37	0,45
Região	Norte	0,11	0,08
	Nordeste	0,3	0,23
	Sul	0,12	0,16
	Sudeste	0,39	0,44
	Centro-Oeste	0,08	0,09
Tipo de área	RM+RIDE*	0,38	0,43
	Resto da UF	0,62	0,57
Escolaridade	Sem instrução e menos de 1 ano de estudo	0,04	0,02
	Fundamental incompleto ou equivalente	0,31	0,2
	Fundamental completo ou médio incompleto ou equivalente	0,19	0,14
	Médio completo ou superior incompleto ou equivalente	0,36	0,42
	Superior completo	0,1	0,22
Condição no domicílio	Responsável	0,45	0,45
	Outros	0,55	0,55

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNAD Continua 2022.

Nota: *RM significa região metropolitana e RIDE região integrada de desenvolvimento.

Além disso, há pequenas diferenças entre os trabalhadores informais e a população total em relação ao número médio de membros no domicílio e às proporções de homens e mulheres. No entanto, a diferença na variável cor ou raça é significativa: entre os trabalhadores informais, 63% são não brancos, em comparação a 55% entre todos os trabalhadores, enquanto 37% dos informais são brancos, contra 45% na população total.

Essas disparidades indicam uma relação entre cor ou raça e a informalidade no mercado de trabalho brasileiro. Os não brancos totalizam cerca de 29 milhões de ocupados formais e 25 milhões de informais, enquanto os brancos apresentam números semelhantes entre formais (29 milhões) e uma proporção consideravelmente menor entre informais (14 milhões). Essas diferenças ressaltam a relevância da variável racial no modelo, considerando as profundas implicações históricas na

formação econômica e social do Brasil³, tornando a variável racial uma característica relevante a ser incorporada ao modelo.

Simões *et al.* (2023) evidenciam que a raça se apresenta como um fator importante na configuração da informalidade no mercado de trabalho, sendo mais significativa que o sexo em sua influência sobre a força de trabalho potencial. Essa constatação revela uma situação de vulnerabilidade acentuada para mulheres negras e pardas, que são as principais responsáveis por domicílios, e enfrentam maior exposição a condições precárias de emprego, bem como a um risco elevado de pobreza e vulnerabilidade monetária.

Com relação às regiões do país, também é possível observar consideráveis diferenças nas proporções de informalidade. Conforme mencionado anteriormente, a disparidade torna-se mais evidente ao constatar que as regiões Norte e Nordeste são as únicas que registram uma maior proporção de trabalhadores informais em relação às outras regiões e ao total de trabalhadores. Essa mudança é notável, passando de 8% para 11% no caso da Região Norte e de 23% para 30% no caso da Região Nordeste. Em contrapartida, as Regiões do Sudeste, Sul e Centro-Oeste apresentam menor proporção de informais com relação ao seu total. Esse fenômeno pode indicar diferenças estruturais nas economias regionais e nas características do mercado de trabalho.

As áreas Região Metropolitana (RM) e Região Integrada de Desenvolvimento do Distrito Federal e Entorno (RIDE), que concentram urbanizações significativas, apresentam uma maior integração econômica e social. Ao analisar os dados, nota-se uma diferença na proporção de trabalhadores informais entre essas áreas e o restante da unidade federativa, que possui uma população maior de trabalhadores. Essa disparidade é ainda mais acentuada no que se refere aos informais e pode ser atribuída a fatores como maior disponibilidade de empregos formais, infraestrutura desenvolvida e acesso a serviços e oportunidades de capacitação. Considerar as particularidades regionais é, portanto, essencial para compreender as nuances específicas de cada área.

Os dados de escolaridade mostram uma tendência clara: à medida que o nível educacional aumenta, a incidência de informalidade diminui. Comparando os níveis de ensino, 31% dos trabalhadores informais possuem até o ensino fundamental incompleto, enquanto essa proporção é de 20% entre todos os trabalhadores. Para aqueles com ensino médio completo e superior incompleto, a proporção de informais é de 36%, contra 42% do total. Além disso, a discrepância na proporção de trabalhadores com ensino superior completo é significativa: apenas 10% entre os informais, em comparação a 22% entre todos os trabalhadores, sugerindo que a educação superior é um fator relevante para a formalização do emprego.

Ao analisar os dados sobre a condição do domicílio dos trabalhadores, categorizados entre responsáveis e outros, nota-se que a proporção entre essas categorias é consistente. O trabalhador responsável é aquele que sustenta a residência, enquanto a categoria outros inclui situações não abrangidas pela primeira. Essa equivalência indica que, independentemente da responsabilidade pelo domicílio, a incidência de informalidade no trabalho não apresenta variações significativas.

Em suma, as estatísticas descritivas apresentadas nesta seção fornecem um panorama geral da informalidade no mercado de trabalho brasileiro. A partir da análise das variáveis mencionadas, é possível delinear algumas hipóteses pertinentes sobre os trabalhadores informais, incluindo a existência de desigualdades regionais, a vulnerabilidade associada a questões raciais e de gênero, bem como a influência de níveis mais baixos de escolaridade, sendo essencial conduzir investigações mais aprofundadas com rigor estatístico para gerar evidências mais consistentes.

3 Para um estudo profundo sobre como a discriminação racial impacta as desigualdades sociais e econômicas no Brasil, ver Hasenbalg (1979).

4 METODOLOGIA

Na metodologia adotada, optou-se pelo emprego do modelo econométrico de regressão logística, uma escolha comum para a modelagem de variáveis dicotômicas, ou seja, aquelas que apresentam apenas dois possíveis resultados. O modelo tem como objetivo prever a probabilidade de um resultado binário (geralmente denotado como 0 ou 1) com base em uma ou mais variáveis preditoras. Hosmer *et al.* (2013), representam como $Pr(Y = 1 \vee x) = \pi(x)$ a probabilidade condicional de o resultado ser igual a 1, dado o vetor de k variáveis independentes $x' = (x_1, x_1, \dots, x_k)$. O modelo de regressão logística pode ser escrito a partir da forma:

$$\pi(x) = \frac{e^{g(x)}}{1 + e^{g(x)}} \quad , \quad (1)$$

em que a função logit $g(x)$ é definida como:

$$g(x) = \ln\left(\frac{\pi(x)}{1 - \pi(x)}\right) = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_k x_k \quad , \quad (2)$$

em que, os $\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_k$ são os coeficientes das variáveis independentes ou preditoras.

O termo da função $\ln()$ é chamado de chances ou *odds* (probabilidade de ocorrência do evento dividida pela probabilidade de não ocorrência do mesmo evento) e com o logaritmo é chamado de *log* das chances.

Para interpretar os coeficientes da regressão logística é preciso analisar a diferença nas probabilidades logarítmicas do resultado associado a uma diferença de 1 unidade no x_j , no qual mostraremos que é o exponencial e^{β_j} chamado de razão de chances (*odds ratio*). Para ver isso basta aplicar a função exponencial em ambos os lados da equação (2) e obter $odds = \left(\frac{\pi(x)}{1 - \pi(x)}\right) = e^{\beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_k x_k}$. Para um preditor x_j , a proporção das probabilidade em $x_j + 1$ para as probabilidades de x_j (uma diferença de uma unidade) pode ser expressa como a seguinte razão $\frac{odds_{x_j+1}}{odds} = \frac{e^{\beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_j (x_j+1) + \dots + \beta_k x_k}}{e^{\beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_j x_j + \dots + \beta_k x_k}}$. Aplicando a regra $\frac{e^a}{e^b} = e^{a-b}$ temos que vários termos são removidos e assim obtemos a razão de chances ou *odds ratio* (OR):

$$OR_j = \frac{odds_{x_j+1}}{odds} = e^{\beta_j(x_j+1) - \beta_j x_j} = e^{\beta_j} \quad . \quad (3)$$

No modelo em estudo o vetor das variáveis independentes é definido por $x' = (constante, idade, idade^2, compdom, sexo, raça, região, área, escolaridade, conddom)$ em que *compdom* significa componentes do domicílio e *conddom* significa a condição do domicílio, conforme descrito no Quadro 1. As variáveis qualitativas possuem m categorias, sendo então necessário estabelecer a sua categoria base e considerar no modelo apenas as $m-1$ categorias dessa variável. A categoria base foi escolhida pela sua maior frequência na amostra e são as seguintes: homem, não brancos, Região Sudeste, resto da UF, escolaridade médio completo ou superior incompleto e outros responsáveis pelo domicílio.

A variável dependente desse estudo é uma *proxy* para o caso de o trabalhador fazer ou não parte do mercado de trabalho informal, assumindo o valor 1 quando o indivíduo está no setor informal

e 0 quando não está. O modelo permite a avaliação das probabilidades de sucesso e fracasso e a aplicação do Método de Máxima Pseudo-Verossimilhança (MPV) para estimar os coeficientes das variáveis independentes.

A representação da variável Y_i como 1 para a presença no setor informal e 0 para a ausência simplifica a análise, tornando-a coerente com a modelagem de regressão logística. A escolha por um modelo de regressão logística binária ponderada⁴, destaca-se pela capacidade de lidar adequadamente com o desenho complexo da amostra. Ao utilizar dados de dois anos distintos, 2019 e 2022, mas mantendo constantes as variáveis utilizadas, possibilitamos a observação de possíveis mudanças nos coeficientes ao longo do período.

A aplicação da regressão logística no presente estudo, conforme descrita por Hosmer *et al.* (2013), proporciona uma ferramenta adequada para modelar a relação entre as variáveis preditoras e a variável dependente binária, permitindo a estimativa das chances de inserção no mercado informal. Contudo, a validade e precisão das estimativas dependem de uma adequada consideração do plano amostral, dada a complexidade dos dados utilizados. Nesse sentido, Silva *et al.* (2002) ressaltam a importância de incorporar corretamente a estrutura do plano amostral nos procedimentos de análise estatística, especialmente em pesquisas como a PNAD, que utilizam amostras complexas. Essa integração é essencial para garantir que os resultados obtidos pela regressão logística reflitam de maneira precisa as características da população e não sejam enviesados por possíveis distorções amostrais. Assim, no tópico seguinte, detalha-se o plano amostral seguido neste estudo.

4.1 Declaração do plano amostral

Diferentemente de amostras simples, os dados da PNAD não podem ser tratados como observações independentes e identicamente distribuídas. Ignorar esses aspectos na análise estatística pode levar a resultados incorretos para estimativas pontuais, desvios padrão e níveis de significância. A atenção crescente a esse tema resultou em recursos que facilitam a aplicação de técnicas de análise capazes de incorporar a complexidade dos planos amostrais (Silva *et al.*, 2002).

Seguindo as etapas descritas por Lumley (2010, p. 20)⁵, iniciou-se o processo com a descrição da estrutura do plano amostral⁶, a qual é complexa, e busca considerar a diversidade da população brasileira. Após a importação dos microdados, foram utilizadas algumas variáveis para a declaração do plano amostral, dentre elas, a variável da unidade primária de amostragem (UPA), que permite a identificação única de cada unidade amostral, composta por informações como o código da Unidade Federativa (UF), número sequencial e dígito verificador.

A estratificação, baseada na variável Estrato, considera o código da UF para garantir que a amostra reflita a distribuição geográfica do país. Além disso, são utilizadas variáveis de projeção da população, refletindo as características demográficas da população em diferentes níveis geográficos, bem como por sexo e idade. Por último, os pesos do domicílio e das pessoas são necessários para garantir que a amostra seja representativa, visando corrigir vieses amostrais ao considerar a probabilidade de seleção e ajustes para não resposta.

4.2 Método de estimação considerando o plano amostral

A estimativa do modelo de regressão logística generalizada, considerando as características específicas do desenho amostral adotado, foi feita através da função de Máxima Pseudo-Verossi-

4 O modelo foi estimado utilizando a linguagem de programação R (R Core Team, 2024) para a estimativa da regressão logística foi usada a função `svyglm` do *software* R (Lumley; Gao; Schneider, 2024).

5 Criador do pacote *survey* no *software* R. Esse pacote é utilizado para o tratamento dos dados e estimativa do modelo.

6 Implementado através da função `svydesign` do *software* R (Lumley; Gao; Schneider, 2024).

milhança (MPV)⁷. Essa função assemelha-se à da Máxima Verossimilhança (MV), com a principal distinção de considerar os pesos e plano amostral na estimativa dos parâmetros. Tal abordagem possibilita que, ao aplicar o método de MPV ao invés do usual de MV, lide eficazmente com dados provenientes de amostragens complexas, integrando elementos como estratificação, conglomerados e ponderação.

O cerne da MPV reside na maximização de uma função de verossimilhança modificada, conhecida como pseudo-verossimilhança, construída de forma a incorporar as características do desenho amostral. Dessa forma, a aplicação do método de MPV proporciona estimativas que consideram a estrutura amostral na avaliação da variância dos parâmetros. Em situações em que os dados são provenientes de pesquisas amostrais complexas, como a PNAD, a obtenção de estimadores de MPV e da respectiva matriz de covariância para os parâmetros em modelos de regressão logística oferece estimativas robustas (Pessoa; Silva, 1998).

Seguindo a discussão apresentada por Pessoa e Silva (1998), que adotam técnicas comumente usadas para o tratamento de amostras complexas, seja $U = \{1, \dots, N\}$ o conjunto de N elementos de uma população finita U e $s = \{i_1, \dots, i_n\} \subset U$ uma amostra com n elementos. Tem-se que cada observação i está associada a um valor y_i e a um vetor x composto por variáveis explanatórias ou independentes. Chamaremos Y_i e X_i como a variável e o conjunto de fatores que geram y_i e x_i respectivamente, para $i \in U$. Então, o modelo de regressão logística pode ser expresso da seguinte forma:

$$f(y_i \vee x_i, \beta) = [p(x_i' \beta)]^{y_i} [1 - p(x_i' \beta)]^{1-y_i} \quad , \quad (4)$$

em que $p(x_i' \beta) = \frac{e^{x_i' \beta}}{1 + e^{x_i' \beta}} = \pi(x)$, conforme descrito na equação (1).

A função escore denotada por $u_i(\beta)$ é definida por:

$$u_i(\beta) = \frac{\partial \log(y_i \vee x_i, \beta)}{\partial \beta} = [y_i - p(x_i' \beta)] x_i \quad (5)$$

e, portanto, a equação de verossimilhança é dada por:

$$\sum_{i \in U} u_i(\beta) = \sum_{i \in U} [y_i - p(x_i' \beta)] x_i = 0 \quad . \quad (6)$$

As estimativas do vetor de coeficientes β são calculadas pelo método de MPV, resolvendo a equação:

$$\sum_{i \in s} w_i u_i(\beta) = \sum_{i \in s} w_i [y_i - p(x_i' \beta)] x_i = 0 \quad , \quad (7)$$

em que w_i é o peso da i -ésima observação amostral.

⁷ Devido a Binder (1983).

Neste contexto, a abordagem do MPV busca encontrar os valores dos coeficientes β que maximizam a pseudo-verossimilhança, considerando os pesos w_i para lidar com a complexidade do desenho amostral. Em essência, ela representa a condição na qual as diferenças entre as respostas observadas e as probabilidades preditas, ajustadas pelos pesos e variáveis explicativas, anulam-se, indicando um ajuste apropriado do modelo aos dados da PNAD.

Portanto, o método adotado para realizar as estimativas e calcular as variâncias do modelo reflete uma abordagem que considera a representatividade das unidades amostrais por meio de elementos fundamentais, como estratos, conglomerados e pesos de amostragem. A utilização da maximização da pseudo-verossimilhança, em conjunto com a ponderação pelos pesos amostrais, assegura que as estimativas dos coeficientes se ajustem de maneira precisa aos dados, levando em conta a complexidade do desenho amostral. Adicionalmente, o cálculo dos desvios padrões dos coeficientes, por meio do método de linearização, contribui para uma avaliação precisa da variabilidade das estimativas.

Conforme Pessoa e Silva (1998), o método MPV apresenta desvantagens, especialmente pela necessidade de informações detalhadas sobre a amostra, como estratos, conglomerados e pesos amostrais. A ausência ou incorreta incorporação dessas informações pode resultar em inferências equivocadas. Ademais, as propriedades dos estimadores MPV são pouco conhecidas para pequenas amostras, o que compromete a confiabilidade das análises em subdomínios reduzidos. Também há limitações na aplicação de métodos tradicionais de diagnóstico e testes de inferência, como gráficos de resíduos e Razões de Verossimilhança, dificultando a avaliação e a interpretação dos resultados em certas situações.

Em relação a essa última limitação, Pessoa e Silva (1998) indicam o uso da estatística Wald como alternativa mais adequada para testes de inferência. O teste de Wald é uma abordagem estatística comumente utilizada para avaliar a significância estatística dos parâmetros estimados em modelos de regressão. Esse teste é particularmente empregado em modelos de regressão logística, inclusive para pesquisas amostrais complexas, como é o caso da PNAD.

A realização do teste visa verificar se cada coeficiente é estatisticamente igual a zero, testando a seguinte hipótese nula para cada parâmetro: $H_0: \beta_j = 0$ onde, $j = 0, \dots, k$. Em outras palavras, o teste de Wald permite avaliar se as variáveis consideradas no modelo têm impacto significativo na variável dependente.

5 RESULTADOS E DISCUSSÃO

A Tabela 3 apresenta os resultados das estimativas do modelo econométrico para os anos de 2019 e 2022. Para facilitar a interpretação, foi calculada a Razão de Chances ou *Odds Ratio* (OR), descrita na equação (3).

Tabela 3 – Resultados do modelo logístico

Variável	2019		2022	
	Coeficiente OR	Erro padrão [#]	Coeficiente OR	Erro padrão [#]
Mulher	1,2***	0,01	1,18***	0,02
Brancos	0,96*	0,02	0,94***	0,02
Responsável pelo domicílio	1,08***	0,02	1,1***	0,02
Idade	0,9***	0,003	0,9***	0,003
Idade ²	1,001***	0,00004	1,001***	0,00004
Sem instrução e menos de 1 ano de estudo	5,31***	0,05	4,02***	0,05

Variável	2019		2022	
	Coefficiente OR	Erro padrão [#]	Coefficiente OR	Erro padrão [#]
Fundamental incompleto ou equivalente	3,6***	0,02	3,36***	0,02
Fundamental completo ou médio incompleto ou equivalente	2,15***	0,02	2,15***	0,02
Superior completo	0,47***	0,03	0,47***	0,03
Norte	2,29***	0,03	2,18***	0,03
Nordeste	1,92***	0,02	1,87***	0,03
Sul	0,79***	0,03	0,76***	0,03
Centro-Oeste	1,08**	0,03	1,01	0,03
RM+RIDE	0,94***	0,02	0,93***	0,02
Componentes no domicílio	1,03***	0,01	1,0003	0,01
Constante	2,7***	0,07	3,35***	0,07
Número de observações	189.811		163.942	

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNAD Continua.

Nota: # Erro Padrão robusto a heterocedasticidade. O ***, ** e * denota significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

A interpretação das OR sugere como a chance de pertencer ao setor informal é afetada por um aumento unitário nas variáveis independentes, facilitando a interpretação dos resultados em termos de chances proporcionais. Valores de OR superiores a 1 indicam maior probabilidade de informalidade, enquanto valores abaixo de 1 indicam diminuição na razão de chances.

A direção dos coeficientes se mantém constante em ambos os modelos, evidenciando a consistência nas relações entre as variáveis independentes e a probabilidade de informalidade. Características associadas positivamente à informalidade, como ser do sexo feminino ou de certas regiões, mantêm essa tendência nos dois períodos analisados. Ao interpretar os p-valores, a maioria dos coeficientes apresenta significância estatística, embora algumas variáveis mostrem menor significância em um ano específico.

A variável sexo apresenta uma associação positiva e significativa com a informalidade em ambos os modelos, indicando que as mulheres têm aproximadamente 20% e 18% mais chances de ocupar posições informais em relação aos homens, em 2019 e 2022, respectivamente. Esse resultado difere dos encontrados por Tavares *et al.* (2023) para os meses de maio, agosto e novembro de 2020, período em que as mulheres apresentaram menor probabilidade de informalidade em comparação aos homens, atribuída pelos autores à redução das mulheres na força de trabalho em meio ao *lockdown*. Em contraste, para períodos anteriores à pandemia, os achados são consistentes com Fernandes (1996) e Duarte (2020, 2021). Assim, o comportamento observado durante o *lockdown* pareceu atípico, enquanto em 2022, mesmo com uma leve queda em relação a 2019, a desigualdade de gênero ainda persiste.

Os resultados deste estudo indicam que a probabilidade de trabalhadores autodeclarados brancos estarem na informalidade é menor, com uma redução de 4% em 2019 e 6% em 2022, em comparação a trabalhadores de outras raças ou cores. Tais achados estão em consonância com Ramalho e Silveira (2012), que observaram uma chance 16% menor de ingresso no trabalho assalariado informal para brancos em 2010, e com Simões *et al.* (2023), que, em dados de 2016 a 2023, evidenciaram uma intensificação das desigualdades de gênero e raça, onde mulheres e homens pretos e pardos mostraram-se mais vulneráveis do que os brancos, especialmente após 2022. Em contraste, Tavares *et al.* (2023) identificaram que, em 2020, ser homem ou mulher negra não afetou significativamente a probabilidade de estar na informalidade em relação a homens brancos. Similarmen- te, Costa *et al.* (2023) concluíram que, em 2020, ser mulher branca ou não branca não teve impacto

sobre a probabilidade de inserção no setor informal. Esses achados enfatizam a complexidade das relações entre raça, gênero e informalidade, que parecem ter tido um comportamento diferenciado com o choque inicial da crise sanitária.

Costa *et al.* (2022) analisaram as desigualdades relacionadas a sexo, raça ou cor e idade em relação à perda e ao ganho de ocupação no Brasil em 2020. Os autores concluíram que houve uma transição significativa dos ocupados para a inatividade, especialmente entre indivíduos negros. Saboia *et al.* (2020) destacaram que, durante a crise de 2020, houve uma redução acentuada na população ocupada, com maior impacto sobre trabalhadores informais e de menor rendimento. Powell *et al.* (2022) analisaram o impacto da pandemia no mercado de trabalho do Reino Unido, enfatizando que ela afetou desproporcionalmente os grupos étnicos minoritários.

A variável escolaridade tem um papel significativo nas probabilidades de um indivíduo integrar o mercado informal. A categoria sem instrução apresenta um aumento expressivo na razão de chances de participação no setor informal em comparação com aqueles que completaram o ensino médio ou possuem ensino superior incompleto, destacando-se como a que mais contribui para a informalidade. Entre os grupos com diferentes níveis de escolaridade, observa-se uma variação nas chances de informalidade, indicando uma associação proporcional. Para trabalhadores com ensino fundamental completo ou médio incompleto, as chances de estar no setor informal são 215% maiores do que para aqueles com ensino médio completo ou superior incompleto; por outro lado, concluir o ensino superior reduz em 53% a chance de estar no setor informal. Esses achados, de que a probabilidade de estar no setor informal diminui à medida que aumenta a escolaridade, estão em consonância com diversos autores (por exemplo: Ramalho; Silveira, 2012; Pereira; Galvão; Maxir, 2018; Duarte, 2020; Duarte, 2021; Borchers *et al.*, 2022; Simões *et al.*, 2023), tanto para o período antes e durante a pandemia.

O fato de a idade do indivíduo estar negativamente relacionada a estarem em ocupações informais, significa que, de acordo com o modelo quanto maior a idade menor a chance do trabalhador ser informal. No entanto, o coeficiente positivo da idade ao quadrado faz com que a relação entre idade e informalidade tenha uma curvatura em forma de U, sugerindo que, embora a probabilidade de informalidade diminua com a idade, ela pode aumentar novamente para faixas etárias mais avançadas. Essa tendência em forma de U é consistente com achados observados na literatura, como é visto por Fernandes (1996).

O coeficiente positivo associado à variável componentes do domicílio indica que, conforme aumenta o número de pessoas na residência, a razão de chances de o trabalhador estar envolvido em ocupações informais também aumenta. No entanto, em 2022, essa variável teve um valor igual a 1, o que significa que as chances de estar no setor informal ou formal são iguais. Além disso, ser responsável pelo domicílio está positivamente associado à probabilidade de não ter um emprego formal com carteira assinada em comparação com outras condições de responsabilidade domiciliar. Essa relação destaca a importância de considerar não apenas características individuais, mas também ambientes familiares e responsabilidades ao compreender as dinâmicas do mercado de trabalho informal, evidenciando que fatores como responsabilidades familiares e a contribuição para a renda do domicílio podem influenciar as escolhas ocupacionais.

A análise das características regionais revela que indivíduos em regiões metropolitanas ou áreas integradas de desenvolvimento têm menor probabilidade de estarem no setor informal, com taxas de 6% em 2019 e 7% em 2022, em comparação aos que vivem no restante da unidade federativa. Esse resultado é consistente com estudos anteriores, como os de Ulyssea (2006), que mostram menores chances de trabalhadores urbanos estarem na informalidade. A tendência também se aplica às mulheres, com Costa *et al.* (2023) destacando que aquelas em áreas urbanas têm menos chances de participar do mercado informal, e Simões *et al.* (2023) apontando que residir em regiões metropolitanas reduz as chances de informalidade para mulheres pretas e pardas.

Cabe dizer que as possibilidades de residentes em regiões metropolitanas apresentam maior mais chances de estarem no emprego formal deve-se a fatores como maior urbanização, infraestrutura desenvolvida e presença de setores econômicos dinâmicos, como serviços e indústrias de grande porte. A economia formal nessas áreas é fortalecida por uma fiscalização mais rigorosa e regulamentações que incentivam a formalização. Em contraste, as regiões Norte e Nordeste, com maiores taxas de informalidade (ver Figura 1), enfrentam desafios estruturais como baixo dinamismo econômico e menor industrialização, o que favorece a prevalência do trabalho informal.

Observando a variável região, nota-se que Norte e Nordeste apresentam coeficientes bastante superior a um, indicando uma maior probabilidade de os trabalhadores dessas áreas estarem no setor informal, em comparação com aqueles que vivem no Sudeste (categoria base). Em termos de variação percentual, as chances de estar no setor informal para a Região Norte são 118% maiores e para a Região Nordeste são 87% maiores do que as chances para a Região Sudeste em 2022. A Região Centro-Oeste não apresentou diferença significativa em 2022, enquanto a Região Sul foi a única que demonstrou uma razão de chances menor de informalidade em relação ao Sudeste. Essas constatações estão em consonância com as observações feitas na Figura 1, que revela baixos índices de informalidade na Região Sul e altos índices de informalidade nas Regiões Norte e Nordeste.

Os resultados obtidos estão em consonância com Borchers *et al.* (2022), que destacam que jovens residentes nas Regiões Nordeste e Norte têm maior chance de estarem empregados em trabalhos informais. Ademais, Costa *et al.* (2023) apontam que ser mulher e residir nas Regiões Sul, Sudeste ou Nordeste reduz a probabilidade de estar no setor informal em comparação com mulheres residentes no Norte do país. Simões *et al.* (2023) também ressaltam que residir nas Regiões Norte e Nordeste aumenta as chances de informalidade, especialmente entre mulheres pretas e pardas. Esses autores também analisaram os dados relacionando escolaridade e regiões, concluindo que, mesmo com o aumento da escolaridade contribuindo para a redução da inserção no mercado informal, a maior probabilidade de estarem na informalidade é mais expressiva para as mulheres que residem na Região Nordeste.

A Tabela 4 apresenta os p-valores obtidos por meio do teste de Wald, por meio do qual se permite avaliar se as variáveis consideradas no modelo têm impacto significativo na variável dependente.

Tabela 4 – Teste de Wald

Variáveis	Teste de Wald: p-valor	
	2019	2022
Sexo	2E-16	2E-16
Cor ou raça	0,034736	0,000482
Condição do domicílio	4E-07	2E-08
Idade	2E-16	2E-16
Idade2	2E-16	2E-16
Escolaridade	2E-16	2E-16
Região	2E-16	2E-16
Tipo de área	0,000577	0,000204
Componentes no domicílio	3,26E-09	0,960567

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNAD Continua.

Os dados da Tabela 4 mostram que a maioria dos p-valores é inferior a 5%, indicando que muitas variáveis são estatisticamente significativas. Sexo, cor ou raça, condição do domicílio, idade, escolaridade, região e tipo de área têm associações significativas com a informalidade em ambos os anos, rejeitando a hipótese nula. No entanto, há variações na importância de certas variáveis ao longo do tempo, como o número de componentes no domicílio, que foi significativo em 2019,

mas não em 2022. Embora a variável cor ou raça apresente diferenças no p-valor entre os anos, ela continua significativa.

A análise geral das variáveis confirma a consistência e robustez do modelo ao captar fatores determinantes para a inserção de trabalhadores no mercado informal, evidenciando o impacto significativo de características individuais e regionais. A análise dos períodos de 2019 e 2022 indica que o sexo feminino, a menor escolaridade e a residência em regiões como o Norte e o Nordeste constituem fatores que contribuem para a informalidade, destacando a vulnerabilidade de determinados grupos. A relação em forma de U entre idade e informalidade sugere que trabalhadores mais jovens e mais velhos tendem a estar mais inseridos no mercado informal, enquanto a responsabilidade domiciliar e o número de componentes no domicílio elevam essa probabilidade. Apesar de algumas variáveis, como componentes no domicílio, apresentarem flutuações na significância estatística entre os anos, os principais fatores determinantes para a informalidade não foram alterados de forma distinta pela pandemia de covid-19.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este estudo teve como objetivo analisar os determinantes da informalidade no mercado de trabalho brasileiro. Especificamente, buscou-se examinar as influências das características individuais e regionais sobre o ingresso no setor informal, bem como identificar possíveis mudanças nesses determinantes entre 2019 e 2022. Para tal propósito, estimou-se um modelo Logit, utilizando dados da PNAD Contínua de 2019 e 2022. A análise parte do pressuposto de que as características individuais e regionais dos trabalhadores são importantes para compreender as dinâmicas do mercado de trabalho informal.

Os principais resultados indicam a relevância das características individuais e regionais como determinantes da informalidade. Entre as características individuais, observou-se que o risco de inserção no setor informal é maior para mulheres em comparação aos homens. O nível educacional destacou-se como uma variável significativa, contribuindo para a redução da informalidade, em consonância com a literatura existente. As variáveis idade e idade² apresentaram um formato em U, sugerindo maior risco de informalidade entre os mais jovens e os mais velhos. Quanto às características relacionadas ao domicílio, a condição de responsável pelo domicílio aumentou a probabilidade de inserção na informalidade. De modo geral, essas variáveis mantiveram padrões semelhantes entre 2019 e 2022, com exceção da educação nos níveis sem instrução e fundamental incompleto, que apresentaram uma queda no risco de informalidade, possivelmente associada ao aumento da escolaridade na população brasileira.

No âmbito regional, os resultados indicam que indivíduos residentes em regiões metropolitanas ou áreas integradas de desenvolvimento têm menor probabilidade de inserção no setor informal em comparação àqueles que vivem em outras áreas da mesma unidade federativa, sem diferenças relevantes entre 2019 e 2022. Considerando as cinco grandes regiões brasileiras, verificou-se que os residentes das Regiões Norte e Nordeste apresentam maior probabilidade de inserção na informalidade em relação à Região Sudeste, um resultado amplamente corroborado pela literatura. Apesar de certa melhora de 2019 para 2022 — com uma redução de 129% para 118% na Região Norte e de 92% para 87% no Nordeste —, o nível de informalidade permanece elevado, refletindo persistentes desigualdades regionais no mercado de trabalho. A Região Sul mostrou menor chance de inserção no setor informal, enquanto a Centro-Oeste não apresentou diferença significativa em relação à Sudeste em 2022.

Quanto aos testes de significância, a maioria das variáveis do modelo demonstrou ser estatisticamente significativa, indicando a relevância das características individuais e regionais na explicação da informalidade. Outro ponto relevante é a coerência observada nas direções dos coeficientes, indicando que certas dinâmicas do mercado de trabalho informal se mantêm relativamente

estáveis. Assim, a hipótese de que a pandemia de covid-19 teria provocado alterações significativas nos determinantes da informalidade no mercado de trabalho brasileiro não foi confirmada. Observa-se, no entanto, uma leve redução nas desigualdades educacionais e regionais, embora insuficiente para alterar de forma significativa a estrutura do mercado de trabalho no Brasil antes do choque da pandemia.

Diante dessas descobertas, embora as limitações inerentes aos dados da PNAD Contínua restrinjam a generalização dos resultados, as variáveis selecionadas desempenham um papel relevante ao oferecer um panorama das relações entre características individuais, familiares e regionais e a presença no setor informal. Além disso, é notável que as variáveis de escolaridade e região se destacam como fatores preponderantes para a informalidade, sugerindo a necessidade de políticas públicas direcionadas para a melhoria da educação e a diminuição das disparidades econômicas regionais, em especial para o Norte e Nordeste.

REFERÊNCIAS

- BINDER, D. A. On the variances of asymptotically normal estimators from complex surveys. **International Statistical Review**, v. 51, n. 3, p. 279-292, 1983.
- BORCHERS, J.; ROSALEM, L.; LEITE, T.; ARAÚJO, E. Análise dos determinantes do desemprego e da informalidade juvenil no Brasil (2012-2021). In: ENCONTRO DE ECONOMIA DA REGIÃO SUL, 25. **Anais...** Porto Alegre: ANPEC, 2022. Disponível em: https://www.anpec.org.br/sul/2022/submissao/files_I/17-225b94780b62341ff3208a1f9b0e005d.pdf. Acesso em: 9 out. 2024.
- CACCIAMALI, M. Globalização e processo de informalidade. **Economia e sociedade**, v. 9, n. 1, p. 153-174, 2016.
- CARVALHO, S. S. de. Os efeitos da pandemia sobre os rendimentos do trabalho e o impacto do auxílio emergencial: os resultados dos microdados da PNAD COVID-19 de novembro de 2020. In: SILVA, S. P.; CORSEUIL, C. H.; COSTA, J. S. (org.). **Impactos da pandemia de COVID-19 no mercado de trabalho e na distribuição de renda no Brasil**. Brasília: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), 2022. p. 505-528.
- CARVALHO, S. S. de; NOGUEIRA, M. O. O trabalho precário e a pandemia: os grupos de risco na economia do trabalho. In: SILVA, S. P.; CORSEUIL, C. H.; COSTA, J. S. (org.). **Impactos da pandemia de COVID-19 no mercado de trabalho e na distribuição de renda no Brasil**. Brasília: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), 2022. p. 101-124.
- CIRINO, J. F.; DE LIMA, J. E. Diferenças de rendimento entre as regiões metropolitanas de Belo Horizonte e Salvador: uma discussão a partir da decomposição de Oaxaca-Blinder. **Revista econômica do Nordeste**, v. 43, n. 2, p. 371-390, 2012.
- CORSEUIL, C. H.; RUSSO, F. M. A redução no número de entrevistas na PNAD contínua durante a pandemia e sua influência para a evolução do emprego formal. In: SILVA, S. P.; CORSEUIL, C. H.; COSTA, J. S. (org.). **Impactos da pandemia de COVID-19 no mercado de trabalho e na distribuição de renda no Brasil**. Brasília: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), 2022. p. 583-598.
- COSTA, M. C. R.; ALMEIDA, A. C.; BRAGA, C. A. S. Determinantes do trabalho informal das mulheres durante o período de pandemia da COVID-19. **Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos**, v. 17, n. 4, p. 606-629, 2023.

COSTA, J. S.; BARBOSA, A. L. N. H.; HECKSHER, M. Desigualdades no mercado de trabalho e pandemia da COVID-19. In: SILVA, S. P.; CORSEUIL, C. H.; COSTA, J. S. (org.). **Impactos da pandemia de COVID-19 no mercado de trabalho e na distribuição de renda no Brasil**. Brasília: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), 2022. p. 307-334.

CURI, A. Z.; MENEZES-FILHO, N. A. Os determinantes das transições ocupacionais no mercado de trabalho brasileiro. In: XXXII ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA. **Anais...** João Pessoa: Anpec, 2004. Disponível em: <https://www.anpec.org.br/encontro2004/artigos/A04A141.pdf> Acesso em: 22 jan. 2024.

DUARTE, L. B. Determinantes da informalidade e desemprego no mercado de trabalho da região metropolitana do Recife no período de 2010. **Revista de Estudos Sociais**, v. 22, n. 45, p. 37–62, 2020.

_____. Utilização do modelo Logit para analisar os determinantes do desemprego e informalidade no município de São Paulo. **Revista Estudo & Debate**, v. 28, n. 1, 2021.

FERNANDES, R. Mercado de trabalho não-regulamentado: participação relativa e diferenciais de salários. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 26, n. 3, p. 417-442, 1996.

HASENBALG, C. **Discriminação e desigualdades raciais no Brasil**. Rio de Janeiro: Graal, 1979.

HOSMER, D. W.; LEMESHOW, S.; STURDIVANT, R. X. **Applied Logistic Regression**. EUA: John Wiley & Sons, 2013.

IBGE - INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNAD). Notas técnicas - Versão 1.15**. Rio de Janeiro: IBGE, 2023.

_____. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNAD): Dicionário de variáveis**. 2022.

_____. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua – PNAD Contínua: Nota técnica 03/2021**. Nota Técnica 03/2021, 2021.

LUMLEY, T. **Complex Surveys: a guide to analysis using R**. Hoboken, New Jersey: John Wiley & Sons, 2010.

LUMLEY, T.; GAO, P.; SCHNEIDER, B. survey: analysis of complex survey samples. **R package version 4.4-2**, 2024. Disponível em: <https://cran.r-project.org/web/packages/survey/index.html> Acesso em: 28 out. 2024.

PEREIRA, R. M.; GALVÃO, M. C.; MAXIR, H. DOS S. Determinantes do emprego secundário e informalidade: evidências adicionais para o mercado de trabalho brasileiro. **Revista brasileira de estudos de população**, v. 35, n. 3, p. 1–23, 2018.

PESSOA, D. G. C.; SILVA, P. L. **Análise de Dados Amostrais Complexos**. São Paulo: ABE, 1998.

POWELL, A.; FRANCIS-DEVINE, B.; CLARK, H. Coronavirus: Impact on the labour market. **Commons Library Research Briefing**, 2022.

R Core Team. R: A Language and Environment for Statistical Computing. **R Foundation for Statistical Computing**, Vienna, Austria, 2024. Disponível em <https://www.R-project.org/> Acesso em: 30 out. 2024.

RAMALHO, H. M. DE B.; SILVEIRA NETO, R. DA M. A Inserção do migrante rural no mercado de trabalho urbano no Brasil: uma análise empírica da importância dos setores informal e formal. **Estudos econômicos**, v. 42, n. 4, p. 731–771, 2012.

ROUBAUD, F.; RAZAFINDRAKOTO, M.; SABOIA, J.; SIMÕES, A.; NETO, J. H.; BOTELHO, L. **Conceitos, definições e mensuração do trabalho informal no Brasil**. Rio de Janeiro: IE-UFRJ, 2020. (Texto para Discussão n. 031)

RUSSO, F. M.; SILVA, S. P.; CORSEUIL, C. H. Programas federais de manutenção de empregos e garantia de renda no contexto da pandemia em 2020: panorama geral de implementação e cobertura. In: SILVA, S. P.; CORSEUIL, C. H.; COSTA, J. S. (org.). **Impactos da pandemia de COVID-19 no mercado de trabalho e na distribuição de renda no Brasil**. Brasília: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), 2022. p. 485-504.

SABOIA, J.; ROUBAUD, F.; RAZAFINDRAKOTO, M. **A Pandemia e o Mercado de Trabalho no Brasil. Valor Econômico**. São Paulo, 6 de Julho, 2020. Disponível em: <https://www.ie.ufrj.br/images/IE/IEnaMidia/07/Valor%20Econ%C3%B4mico%2006-07%20Jo%C3%A3o%20Saboia.pdf> Acesso em: 16 out. 2024.

SILVA, P. L. DO N.; PESSOA, D. G. C.; LILA, M. F. Análise estatística de dados da PNAD: incorporando a estrutura do plano amostral. **Ciência & saúde coletiva**, v. 7, n. 4, p. 659–670, 2002.

SIMÕES, A. C. R.; BORGES, C. G. M.; BALBINO, T. de F.; ANTIGO, M. F. Vulnerabilidade do responsável pelo domicílio no mercado de trabalho: uma análise por sexo e por cor para o Brasil entre 2016 e 2023. **Revista de Economia do Centro-Oeste**, v.9, n.1, p. 29-54, 2023.

SOUZA, P. H. G. F. A pandemia de COVID-19 e a desigualdade racial de renda. In: SILVA, S. P.; CORSEUIL, C. H.; COSTA, J. S. (org.). **Impactos da pandemia de COVID-19 no mercado de trabalho e na distribuição de renda no Brasil**. Brasília: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), 2022. p. 473-481.

TAVARES, M. R. G.; COSTA, L. V.; ALMEIDA, A. C. Uma análise sobre as desigualdades raciais e de gênero no mercado de trabalho durante a pandemia de covid-19. **Estudos Econômicos (São Paulo)**, v. 53, n. 4, p. 691–725, 2023.

ULYSSEA, G. Informalidade no mercado de trabalho brasileiro: uma resenha da literatura. **Revista de Economia Política**, v. 26, n. 4, p. 596–618, 2006.

VARGAS, J. O mundo, o Brasil e a informalidade do trabalho: uma abordagem conceitual. **Revista Capital Científico – Eletrônica (RCCe)**, v. 14, n. 3, p. 1-13, 2016.

IMPACTOS DAS EXPORTAÇÕES SOBRE A SOBREVIVÊNCIA DAS EMPRESAS AGRÍCOLAS DE FRUTICULTURA IRRIGADA NO RIO GRANDE DO NORTE¹

Impacts of exports on the survival of irrigated fruit farming agricultural companies in Rio Grande do Norte

Camila Escobar

Economista. Mestre em Economia. Faculdade de Ciências Econômicas, Departamento de Economia - Campus Universitário Central. 59625620. Mossoró, RN, Brasil. camila.escoba@gmail.com

Emanoel Márcio Nunes

Economista. Doutor em Desenvolvimento Rural. Professor do Departamento de Economia e dos Programas de Pós-Graduação em Economia e em Planejamento e Dinâmicas Territoriais no Semiárido da Universidade do Estado do Rio Grande do Norte. emanoelnunes@uern.br

Fábio Lúcio Rodrigues

Economista. Doutor em Economia Aplicada. Professor do Departamento de Economia e dos Programas de Pós-Graduação em Economia e em Planejamento e Dinâmicas Territoriais no Semiárido da Universidade do Estado do Rio Grande do Norte. prof.fabiolucio@gmail.com

Resumo: O objetivo do trabalho se propõe a compreender os impactos das exportações na sobrevivência das empresas de fruticultura irrigada, obtido através da Análise de Sobrevivência para empresas exportadoras de frutas frescas, e as que não exportam. Quando se observa a economia empresarial brasileira, nota-se uma potencial exportadora de commodities, e, durante toda a história, a economia do país esteve apoiada fortemente na performance da exportação de produtos agrícolas com baixo valor agregado. O Rio Grande do Norte possui um ramo empresarial influente na economia da Região Nordeste voltada para a exportação desses produtos, com enfoque para a fruticultura irrigada, e a análise revela que em 20 anos de existência, a empresa exportadora possui quase duas vezes mais chances de sobreviver em comparação com a empresa não exportadora. Em um período de 40 anos, a empresa que possui essas relações externas possui uma taxa de sobrevivência de 45%, enquanto a empresa que não possui essa taxa fica em torno dos 15%.

Palavras-chave: Sobrevivência, Exportações, Fruticultura, Competitividade, Mercados.

Abstract: In this way, the work proposes to understand the impacts of exports on the survival of irrigated fruit growing companies, obtained through the Survival analysis. When we observe the Brazilian business economy, we notice that it is a potential exporter of commodities and throughout history the country's economy was strongly supported by the performance of exports of products with low added value. Rio Grande do Norte has an influential business branch in the economy of the Northeast region focused on the export of these products, with a focus on irrigated fruit growing, and the analysis reveals that in 20 years of existence, the exporting company is almost twice as likely to survive compared to the non-exporting company. In a period of 40 years, the company that has these external relations has a survival rate of 45%, while the company that does not have this rate decreases by around 15%.

Keywords: Survival, Exports, Fruit, Competitiveness, Markets.

¹ Este trabalho é resultado de um conjunto de pesquisas realizadas no âmbito das Cadeias Globais de Valor (CGV) na agricultura, e contou com auxílio do Edital 12/2021 FAPERN/CAPES.

1 INTRODUÇÃO

Compreender o ambiente, a conduta das empresas e a economia moral dos empresários agrícolas é imprescindível no sentido de conhecer a crença, a cultura organizacional e a estrutura institucional que definem sua identidade, fragilidades e forças econômicas. A análise de sobrevivência de empresas consiste em entender quais elementos são determinantes para uma permanência mais viável e duradoura em um mercado cada vez mais ativo, competitivo e desafiador. Ao avaliar a criação e sobrevivência de empresas, através de uma análise geral do tema, é notado no Brasil, no período de 1996 a 2006, que mais empresas são criadas em momentos de instabilidade macroeconômica, que sinalizam tendências ao aumento dos níveis de desemprego. Esse movimento ocorre a partir da corrida dos indivíduos por formas de empreendedorismo, devido a elevado nível de desemprego e de informalidade, à precarização do trabalho com a redução dos trabalhadores assalariados, e a fatores de estímulo, como a ampliação do acesso ao crédito. E as políticas públicas geralmente desempenharam um papel para a expansão dessas *commodities*, com destaque para o segmento da fruticultura irrigada, principalmente no Nordeste brasileiro.

No estado do Rio Grande do Norte, em especial em algumas áreas produtoras, a atividade empresarial apresenta uma desenvoltura que influencia a economia da região Nordeste no que diz respeito à produção e exportação de frutas frescas, com destaque para o segmento da fruticultura irrigada. No entanto, para manter uma situação mínima de sobrevivência, as empresas da fruticultura vêm desafiando um contexto produtivo que reúne baixos níveis de produtividade e de competitividade, o que pode ser resultado da prática de baixos salários a trabalhadores pouco qualificados, de deficiência de formação e de informação. Para isso, tornam-se cada vez mais urgentes condições para o aumento da competitividade e da produtividade da economia, fazendo com que o desempenho das empresas seja mais duradouro, assertivo e efetivo, e a renda dos trabalhadores aumente com os ganhos do acréscimo de produtividade devido à qualificação. Isso implica uma legislação mais moderna, que responda com agilidade às mudanças do mercado, e uma ampla ação voltada para a qualificação do aparato produtivo, considerando o mundo cada vez mais diverso e digital.

Nesse cenário, sabendo da importância da agricultura para a economia do Nordeste brasileiro, e dada a desenvoltura econômica da fruticultura irrigada, um questionamento é levantado: quais os impactos gerados pelas exportações sobre a sobrevivência da empresa agrícola de fruticultura irrigada no Rio Grande do Norte, e quais períodos de sobrevivência são apresentados para as empresas que exportam frutas frescas, e as que não praticam a exportação?

Assim, o trabalho tem como objetivo identificar os impactos das exportações para a sobrevivência das empresas de fruticultura irrigada no Rio Grande do Norte. Diante da representatividade econômica da fruticultura irrigada, a pesquisa buscou estimar a taxa de risco de falha que estão sujeitas as empresas exportadoras e analisar quantitativamente as diferenças entre o tempo de vida de empresas exportadoras de frutas frescas e as não exportadoras.

Este trabalho contempla quatro seções: a introdução; a que trata sobre a economia moral dos empresários agrícolas e formas mais usuais de sobrevivência das empresas de fruticultura irrigada; a metodologia utilizada na pesquisa; os resultados, com os impactos das exportações sobre a sobrevivência das empresas de fruticultura irrigada no Rio Grande do Norte. Por fim, as considerações conclusivas.

2 FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA

2.1 A economia moral dos empresários agrícolas e formas de sobrevivência das empresas

Considerando uma aproximação sobre o significado de “economia moral²” e sua relação com estratégias de sobrevivência, em sua obra “Camponeses e Imperios Alimentares: lutas por autonomia e sustentabilidade na era da globalização”, Ploeg (2008) vem alertar para ameaças implícitas na agricultura que são controladas e mantidas através do compromisso com uma "economia moral" encontrada em empresários agrícolas. Seu uso é difundido e visa descrever o comportamento do *homo economicus*, definido a partir dos valores morais ou normas culturais que, em geral, pressupõem-se não ser da ciência econômica, referindo-se às crenças, regras e costumes que formam o repertório cultural, o que especifica como trabalhar, como relacionar-se com os outros, e como são as relações com o mercado. A economia moral pode se articular como política ou mercado, constituindo em um conjunto de argumentos e muitas vezes impondo forte tabu ao trabalho tosco, ou seja, ao que vai "além das próprias forças" e que faz com que empresários agrícolas muitas vezes deem um passo maior do que conseguem (Ploeg, 2008).

No meio rural brasileiro, segundo Nunes e Schneider (2012), uma explicação para esse comportamento é a crença ou visão imediata que ainda predomina e associa o desenvolvimento a ideia de uma agricultura moderna baseada em modelos exógenos e intensiva na utilização de insumos externos, inserida no mercado externo. O contexto em que é difundida a crença na modernização agrícola tende a valorizar o produtor que compra insumos de fora, utiliza o conhecimento científico moderno em oposição aos que utilizam técnicas tradicionais e inseridos no mercado interno, muitas vezes subjugando os que exercem práticas em processos mais endógenos pelo aprendizado e conhecimento diários. Nessa dimensão, o Estado promove o progresso tecnológico mais como uma estratégia do avanço capitalista, não considerando as expectativas das pessoas no nível micro. Por não considerar a capacidade coletiva e a cultura dos atores, essa estratégia ignorava quaisquer mecanismos sociais de regulação, ou instituição, pois a noção de progresso se configurava um instrumento ideológico poderoso na economia moral dos empresários agrícolas, devido à propagação pelo Estado e outros atores de que a modernização traria o desenvolvimento e o bem-estar para todos (Nunes *et al.*, 2007).

Nesse contexto, como em muitas outras realidades brasileiras, para Graziano da Silva (1996); Medeiros *et al.* (2021), as reações locais muitas vezes não respondem de maneira uniforme às relações entre o nível local e o não local, nem se encontram necessariamente alinhadas com a modernização, o que é mais comum nas regiões e países menos desenvolvidos que, conforme Ploeg (2006), enfrentam elevado desemprego e níveis desiguais e reduzidos de renda no meio rural, e que sua trajetória de desenvolvimento agrícola se coloca muitas vezes como a oportunidade principal. No caso da Região Nordeste, como nas demais regiões ditas menos favorecidas, o Estado desempenha o papel estimulador e estruturador da economia através da modernização, sendo indutor da iniciativa privada no sentido de homogeneizar espaços em processos altamente seletivos em que, segundo Ploeg (1995), poucos sobrevivem ou se mantêm. Além disso, não é garantida a *crença* de que a economia pode ser sustentada por um segmento de grandes empresas que, como define Ploeg (2008), sua característica em países e regiões subdesenvolvidas é a de extrema instabilidade e vulnerabilidade, por ser significativamente dependente de oscilações e fatores externos.

Assim, segundo Ploeg (2008), a economia moral mantém o desvio ameaçador e determina a arrogância e megalomania nas dimensões do excepcional, ressaltando, acima de tudo, que a

2 Ploeg (2008) traz para o debate no âmbito do desenvolvimento rural a polêmica contribuição do historiador inglês Edward Palmer Thompson sobre o século XVIII, com o conceito de "economia moral". Com essa expressão, pretendia alcançar o universo de sentidos conferidos pelos pobres não só ao trabalho, mas especialmente à distribuição da riqueza social em tempos de crise, escassez e empobrecimento generalizado.

regra se encontra implícita na moral local. Nesse aspecto, modelos exógenos da modernização da agricultura representam uma mudança, o que de início passam a ser generalizados no modo empresarial de fazer agricultura em rápida expansão. O desvio anteriormente conhecido como "agricultura tosca", conforme Ploeg (2008), emerge a partir da década de 1960 como a tendência dominante em todos os sistemas agrícolas em que a modernização é introduzida, e um dos aspectos centrais é um aumento desproporcionado em escala da unidade agrícola e, consequentemente, uma diminuição do uso de trabalho e menos cuidado com a conservação da terra, com os animais e as culturas nativas.

Os empresários agrícolas preferem, na maioria das vezes, mecanismos de mercado para definir e regular relações internas, pois, para eles, o "mercado" representa tanto uma economia moral como normas, valores e, acima de tudo, um logotipo que integra, reúne e oculta um conjunto extenso de percepções, crenças e especificações de relações internas. Para os empresários agrícolas o "discurso do mercado" é uma economia moral disfarçada e é, entre outras coisas, um conjunto de normas que especifica a forma como a agricultura deve se relacionar com diferentes mercados existentes. No tipo empresarial de economia moral, é privilegiada a integração, que considera os efeitos dos mecanismos do mercado como princípio orientador da atividade econômica (Ploeg, 2008).

Quando os empresários agrícolas se referem ao mercado, conforme Ploeg (2008); Silva e Nunes (2023), eles estão tratando sobre uma espécie de programa político-econômico que traz incentivos financeiros, isenções fiscais, infraestrutura pública, etc. Todavia, quando o mercado é colocado no centro, o argumento é quase sempre que, apenas alguns poucos agricultores (*players*) restarão e que o mercado é uma "arena" altamente competitiva e seletiva que excluirá muitos, e poucos irão sobreviver (apesar de os empresários quase nunca usarem a palavra sobrevivência; eles preferem falar daqueles que *vencerão*). Na economia moral dos empresários agrícolas, o "mercado" representa uma competição constante e agressiva e apenas alguns vencem, e os que vencem (e essa é uma parte essencial de sua economia moral) devem ser notados como "os melhores". Sendo os melhores, eles têm o direito moral de vencer provando, portanto, a sua superioridade moral. Isso se reflete em sua opinião sobre os que não estão tão envolvidos na competição implacável pelo futuro. Na economia moral, esses são desvalorizados como "pessoas sem iniciativa" (Ploeg, 2008).

De acordo com Marafon (1998), Medeiros *et al.* (2021) e Gurgel *et al.* (2022), o projeto de modernização agrícola, inspirado e capitaneado pela *Revolução Verde*³, passou a internalizar processos na agricultura mundial e intensificadas as práticas e técnicas mais avançadas de produção, muitas delas inspiradas na manufatura mecanizada, a qual passaram a servir como modelo que rapidamente se propagou em toda a economia. Para Graziano da Silva (1996); Nunes e Schneider (2012); Nunes *et al.* (2020), todos os setores econômicos, inclusive a agricultura, tiveram os seus processos seriamente transformados à luz do paradigma da manufatura mecanizada. No meio rural brasileiro, esse movimento disparou processos que geraram a transformação de complexos rurais para complexos agroindustriais, envolvendo fatores tecnológicos modernos desenvolvidos pela ciência agrícola, a exemplo dos insumos químicos e biológicos. Nesse contexto, foram os países de economias mais avançadas os que mais adotaram esses processos, práticas e técnicas agrícolas mais sofisticadas, tendo os empresários agrícolas como agentes propulsores de vanguarda tecnológica (Ploeg, 2008).

Quando se busca trazer e aprofundar a análise para o nível mais local e regional, percebe-se que a dinâmica descrita por Ploeg (2008) se confirma no sentido de as forças políticas direcionarem para as áreas de modernização da agricultura da região Nordeste do Brasil, um movimento sinalizando favorável mais aos empresários agrícolas. Entretanto, para Nunes *et al.* (2007), as políticas

3 Refere-se à disseminação de novas sementes e práticas agrícolas mais modernas e avançadas que permitiram um vasto aumento na produção agrícola a partir da década de 1960 nos Estados Unidos e na Europa e, nas décadas seguintes, em outros países. Foi um amplo programa idealizado para aumentar a produção agrícola no mundo por meio do uso intensivo de insumos industriais, mecanização e redução do uso de mão de obra.

regionais buscaram atrair e dar vez mais aos empresários agrícolas de fora da região, especialmente os de origem urbana e industrial. Conforme Nunes e Schneider (2013), a economia moral dos empresários agrícolas se baseava na crença de que, para uma política pública obter êxito, não bastava apenas a transferência de renda e a expectativa de que as populações locais conseguissem reagir e viabilizar seu próprio desenvolvimento. Seria necessária uma ação do Estado que possibilitasse infraestrutura e os incentivos suficientes para que os empresários agrícolas urbanos e externos à região trouxessem tecnologias de ponta e abrissem o caminho para uma agricultura moderna e dinâmica no meio rural, de preferência à luz do ritmo da indústria no meio urbano (Nunes; Schneider, 2013).

Apesar dos incentivos e da pressão pela atualização tecnológica, parte do arranjo constituído por grandes e médias empresas agrícolas produtoras e exportadoras de frutas frescas no Brasil ainda se encontra situado em um produtivismo arcaico e de retaguarda tecnológica. De acordo com Nunes *et al.* (2023), isso traz a necessidade de a atividade empresarial ser mobilizada, mas de uma forma que seja direcionada no rumo das Cadeias Globais de Valor (CGV), densas em conhecimento e organizadas em redes e relações contratuais, em que a ciência e a inovação estejam presentes de forma intensa e contínua. Quando inseridas em um ambiente de elevada competitividade, as empresas exportadoras necessitam considerar suas bases, ou plataformas, em termos de tecnologia avançada e de conhecimento, e os investimentos em Pesquisa e Desenvolvimento (P&D) se tornam imprescindíveis para sua sobrevivência. Muitas vezes, no cenário de globalização, é comum a sobrevivência de empresas agrícolas se encontrar atrelada às estratégias mais imediatas⁴, e equivocadas de aviltamento salarial internamente; e da procura para se instalarem em países em que a carga tributária e as condições de investir em capacitações humanas sejam cada vez mais reduzidas.

Um caminho que já tem sido feito, e de significativa importância no contexto das Cadeias Globais de Valor, é o de uma figura capaz de desempenhar um papel político nas grandes economias do mundo, ou seja, a figura da empresa agrícola média de vanguarda, que tome a frente e organize um desenho institucional e que coordene o acesso ao crédito, as tecnologias e práticas mais avançadas e a conquista dos mercados globais. Especialmente em cadeias de valor, segundo Oliveira (2014); Nunes *et al.* (2018), a alta utilização das Tecnologias da Informação e Comunicação (TICs), tem elevado o conhecimento como insumo importante para a construção e ampliação de mercados e possibilitado sua expansão para todo o tecido econômico, o que tem resultado no acesso a mercados específicos, que até então não eram explorados pelas empresas agrícolas. No entanto, para que as atividades das médias e grandes empresas que constituem Cadeias Globais de Valor (CGV) e melhorem suas condições de sobrevivência, faz-se necessária a aproximação com universidades para a construção de plataformas de conhecimento, o que ocorre nas economias mais avançadas, e a utilização desse conhecimento produzido por profissionais de elevada qualificação nas áreas da economia, engenharia e tecnologia.

Geralmente, as políticas direcionadas apenas para o crescimento econômico não necessariamente induzem ao desenvolvimento transformador, quando recursos públicos são utilizados para a modernização de um setor, como, neste caso, para a agricultura, e é usual as vocações locais não serem compatíveis com as políticas empregadas exogenamente através de modelos especializados. Um exemplo é o caso do Rio Grande do Norte, com a construção da barragem Armando Ribeiro Gonçalves (1981 e 1983) para dar vida ao grande projeto de irrigação, o Projeto Baixo-Açu,

4 Um exemplo são estratégias de duas empresas processadoras e exportadoras de castanhas de caju sediadas em Mossoró (RN). Entre os anos de 2011 e 2016, período de seca intensa que dizimou parte dos pomares de cajueiros e levou à exaustão os produtores de castanhas de caju dos estados do Rio Grande do Norte, Ceará e Piauí, as duas empresas simplesmente passaram a importar castanhas de caju *in natura* especialmente da Ásia e da África. Quando o câmbio supervalorizou e tornou insustentável a importação, a empresa maior abriu uma unidade fabril na África, e a outra decretou falência. As ações se deram sem qualquer consideração com os trabalhadores, além da indiferença com a exaustão e às dificuldades dos produtores locais de castanhas de caju, devido à seca.

que visava estimular a fruticultura irrigada, conforme Nunes, *et al.* (2007). O que ocorreu foi o favorecimento por parte do Estado aos grandes empresários agrícolas urbanos de fora, enquanto pequenos e médios produtores ficaram as margens das políticas e em uma situação de retaguarda e primitivismo tecnológico, pela falta de uma atuação mais assertiva do Estado no sentido de melhorar as condições de quem se encontra em desvantagem diante de oligopólios de grandes empresários (Nunes *et al.*, 2007).

Com isso, empresas agrícolas tendem a encontrar maior facilidade de estabelecer relações internas e externamente, fazendo com que as que tenham maior capacidade de exportar sejam aquelas que já possuem grande desenvoltura econômica e melhores condições de sobreviver, tendendo para um processo de achatamento das de menor capacidade e a exclusão dos produtores menores. Isto é reforçado por contribuições, a exemplo de Ploeg (2008); Nunes & Schneider (2013), ao ressaltarem que os produtores menores são frequentemente afastados e marginalizados em uma economia globalizada, especialmente em processos de reestruturação produtiva. Esse movimento tem se mostrado dominante na economia global, a qual se estrutura em torno das Cadeias Globais de Valor (CGVs) que, de grosso modo, trata-se da divisão do processo produtivo, visando dentre outras coisas o barateamento por meio de salário barato. A produção de um bem nacional não necessariamente é feita internamente, pois se pode escolher produzir onde a força de trabalho é mais barata e onde a legislação trabalhista permite longas jornadas de trabalho, aspirando a maximização de lucro da empresa (Soares, 2015).

Obviamente, quanto a questões de sobrevivência das empresas, a globalização não trouxe consigo apenas problemáticas relativas à exploração do trabalho barato, com menos empregos onde se encontra instalada a sede originalmente da empresa, ou possíveis atrasos na entrega e algumas outras ineficiências geradas no processo produtivo. Como benefício pode-se observar evoluções na infraestrutura e logística e, além disso, observa-se o avanço e uso de novas tecnologias, conforme Soares (2015).

3 METODOLOGIA

Foram analisadas 103 empresas de fruticultura irrigada de pequeno, médio e grande porte, e em relação aos meios de investigação, os dados referentes as situações cadastrais das firmas foram obtidas através de pesquisa de campo, adquiridas pelo Centro Tecnológico do Agronegócio (CTARN). As informações coletadas são do ano de 2011 e fornecem dados em relação ao tamanho de empresa, natureza jurídica, diversificação da produção e se a empresa é exportadora ou não. O CTARN é um centro tecnológico vinculado à Universidade Federal Rural do Semiárido (UFERSA), onde busca fornecer infraestrutura física e logística aos personagens ligados ao agronegócio no Rio Grande do Norte. O intuito é desenvolver e fortalecer as cadeias de valor da agricultura do semiárido, e uma das áreas contempladas é a do segmento da fruticultura irrigada, analisada neste trabalho com auxílio da undação de Amparo e Promoção da Ciência, Tecnologia e Inovação do Rio Grande do Norte (FAPERN).

A classificação quanto ao porte da empresa foi dada por critérios adotados pela Receita Federal do Brasil, a qual considera a receita bruta operacional ou renda anual para a definição dos seus respectivos tamanhos. Segundo essa classificação, a pequena empresa é aquela com receita maior que R\$ 360 mil e menor ou igual a R\$ 4,8 milhões, já para ser considerada média empresa o intervalo de receita deve ser maior que R\$ 4,8 milhões e menor ou igual a R\$ 300 milhões. Por fim, para ser considerada grande empresa, a receita deve ser maior do que R\$ 300 milhões (BNDES, 2022).

O estudo possui fins exploratórios, os quais, com base na literatura disponível e nos dados obtidos serão destacados os impactos das exportações sobre a sobrevivência das empresas de fruticultura irrigada no estado do Rio Grande do Norte. Segundo os dados coletados, os períodos de nascimento das empresas se concentraram entre os anos de 1968 até 2016. A promoção da irrigação no semiárido nordestino ocorreu em 1968, onde foi criado o Grupo Executivo e Irrigação

para o Desenvolvimento Agrícola (GEIDA), posteriormente foi desenvolvido, em 1982, o Plano Nacional de Irrigação. O ideal dessas políticas públicas era não só solucionar a seca que assolava a região, mas também fornecer infraestrutura propícia para a modernização da agricultura (Hespanhol, 2017).

As variáveis para identificar os determinantes da sobrevivência das empresas de fruticultura irrigada foram baseadas em Wolff e Pett (2000), Botelho et al. (2020) e Blank e Palmeira (2006), ao verificarem a influência positiva entre o tamanho da empresa e o volume de produtos exportados. Além disso, constatam que, durante a história, as grandes empresas eram as únicas capazes de voltar a sua produção para o mercado externo, e a diversificação desses produtos também podiam impactar na permanência da empresa no mercado.

Foram encontradas adversidades quanto ao acesso a informações das empresas de fruticultura irrigada. A principal delas foi a falta de informações em sites oficiais, como o da Receita Federal, por exemplo. Muitas empresas que não estão mais em funcionamento não deixaram esse registro formal, bem como o seu motivo do fechamento, dificultando a inserção de novas empresas, bem como a inviabilidade de novas variáveis que podiam ser analisadas, dada a falta de acesso amplo a informações sobre as empresas já existentes e as que já encerraram suas atividades.

Assim, espera-se compreender como a exportação, juntamente com o tamanho da empresa, natureza jurídica e a diversificação da produção são determinantes para a sobrevivência das empresas de fruticultura irrigada do Rio Grande do Norte. Desta forma, o estudo possibilitará compreender melhor a sobrevivência das empresas de fruticultura irrigada na região do Rio Grande do Norte. O Quadro 1 apresenta as descrições das variáveis explicativas e independente utilizadas no modelo.

Quadro 1 – Descrições das variáveis

Variável	Descrição
Dependente	
Falha	Assume valor 1 se a empresa encerrou as atividades durante o período de análise e 0, caso contrário.
Explicativas	
Exportação	Assume valor 1 se a empresa exporta (ou exportava) e 0, caso contrário
Natureza jurídica	Assume valor 1 se a empresa é constituída como sociedade de economia mista e 0, caso contrário
Diversificação	Assume valor 1 se a empresa diversifica sua produção e 0, caso contrário.
Porte	Assume valor 1 se a empresa é de grande porte e 0, caso contrário.

Fonte: Elaborado pelos autores, 2023.

A análise de sobrevivência tem como finalidade mensurar a probabilidade de sobrevivência e de fechamento de um grupo estudado, em que os determinantes do estudo são o próprio tempo e as covariáveis (Céspedes *et al.*, 2020).

Esse tipo de análise foi inicialmente encontrada em um grande número de aplicações em análise de sobrevivência em medicina, que visa investigar o tempo de vida de um paciente com uma enfermidade. Mais tarde, o método incorporou-se por diferentes ciências, inclusive a Ciência Econômica. Colosimo e Giolo (2006) ressaltam que a variável resposta desse tipo de análise é normalmente o tempo – percorrido até o evento de interesse, no caso o tempo de sua abertura até o encerramento de suas atividades.

Uma característica dos dados de sobrevivência é a presença de censura. A resposta final é composta pelo tempo de falha, juntamente com as censuras, a resposta também é por natureza longitudinal (Colosimo; Giolo, 2006). A censura pode ser definida como a ocorrência de situações externas ao evento de interesse. Esse, geralmente, não é um evento positivo. Uma vez em que se

está analisando a sobrevivência de empresas de fruticultura irrigada, a presença de censura é a razão que levou a empresa encerrar sua atividade por uma variável exógena ao modelo.

A representação dos dados de sobrevivência, analisados por Colosimo e Giolo (2006), é representada, em, pelo par (t_i, δ_i) , definidos como: $\delta_i = 1$ se t_i é um tempo de falha, $\delta_i = 0$ se t_i é um tempo censurado.

A função da taxa de falha é uma forma de representar a distribuição do tempo de vida das empresas. Ainda segundo Colosimo e Giolo (2006), a chance de a falha acontecer em um intervalo de tempo $[t_1, t_2]$, pode ser representada em termos da função de sobrevivência como:

$$S(t_1) - S(t_2) \quad (1)$$

A taxa de falha no intervalo $[t_1, t_2]$, é a chance de que a falha aconteça neste intervalo, dividida pelo comprimento do intervalo. Assim, a taxa de falha neste intervalo é definida como:

$$\frac{s(t_1) - s(t_2)}{(t_2 - t_1)st_1} \quad (2)$$

Redefinindo o comprimento do intervalo como $[t, t + \Delta t]$, temos que:

$$\lambda(t) = \frac{s(t_1) - s(t_2)}{\Delta t s(t)} \quad (3)$$

O estudo é definido como sendo de caso-controle, por meio do qual são analisado dois grupos: a de empresas, em que o evento de interesse ocorreu (encerramento das atividades) e outro no qual não ocorreu. É utilizado o método não paramétrico de Kaplan-Meier, que é usado quando os dados são censurados. Esse método adequado para examinar a sobrevivência da empresa do ponto de vista único, pois não permite a inserção de critérios ou características dos indivíduos no modelo (Oliveira, 2021). O estimador de Kaplan- Meier é definido como:

$$S_t = \frac{\text{número de observações que não falharam até o tempo } t}{\text{número total de observações no estudo}} \quad (4)$$

Este trabalho envolve covariáveis que podem estar associadas com o tempo de sobrevivência. Para verificar a existência de relações entre as covariáveis e o tempo de sobrevivência foi usado o Modelo de Regressão de Cox. Colosimo e Giolo (2006), supõe que genericamente, ao considerar p covariáveis, onde x é um vetor com os membros $x = (x_1, \dots, x_p)$, a representação geral do modelo de regressão de Cox conceitua:

$$\lambda(t \setminus x) = \lambda_0(t)g(x'Q) \quad (5)$$

Como define Colosimo e Giolo (2006), $g(x'Q)$ é uma função não negativa, de modo que $g(0) = 1$. $\lambda_0(t)$ é um elemento não paramétrico, não sendo esse especificado e é uma função não negativa em relação ao tempo. Também é comumente classificado como a função de taxa de falha de base, visto que $\lambda((t \setminus x) = \lambda_0(t)$ quando $x = 0$. Essa regressão é ainda composta por um componente paramétrico estabelecido como:

$$g(x'Q) = \exp\{x'Q\} = \exp\{Q_1x_1 + \dots + Q_px_p\} \quad (6)$$

Q é o vetor de parâmetros que mede os efeitos das covariáveis sobre a função de risco. Segundo Botelho *et al.* (2020), a análise de sobrevivência empresarial identifica a função de sobrevivência como a probabilidade de uma empresa sobreviver durante um determinado tempo t . Para tanto, a variável dependente será o momento inicial que a empresa surgiu até a ocorrência do evento de interesse, encerramento de suas atividades. Essa probabilidade é definida pela função de sobrevivência $S(t)$ até o tempo t (em anos), T é uma variável aleatória não negativa, definida como, $0 \leq S(t) \leq t$. Desta forma, a função de sobrevivência pode ser simbolizada como:

$$S(t) = 1 - F(t) = \Pr(T > t) \quad (7)$$

A função de distribuição cumulativa $F(t)$ será expressa como:

$$F(t) = \Pr(T \leq t) \quad (8)$$

O período que compreende o tempo pode ser totalmente observável, que vai desde o nascimento da firma até o encerramento de suas atividades, ou poderá ser censurado à direita, que ocorre quando empresas não experimentaram o evento de interesse – encerramento de suas atividades, ou seja, as empresas continuam em atividade após o período de análise (Botelho *et al.*, 2020).

Na prática, poucos trabalhos de análise de sobrevivência se mostram não censurados, ou seja, em que todos os indivíduos foram expostos ao evento de interesse. A maioria dos dados são censurados, e isto requer táticas estatísticas como o estimador não paramétrico de Kaplan-Meier, que “considera tantos intervalos de tempos quantos forem o número de falhas distintas. Os limites dos intervalos de tempo são os tempos de falhas da amostra” (Colosimo; Giolo, 2006).

Em que n_j é definido como o número de empresas em risco no momento t_j , ou seja, os indivíduos que não falharam e não houve censura até o momento anterior a t_j , e d_j é o número de falhas no tempo analisado t_j , com $j = 1, \dots, k$.

A investigação de resíduos escalonados de Schoenfeld foi empregada para analisar a hipótese de os riscos serem proporcionais. Segundo Nakano e Cunha (2012), “a proporcionalidade dos riscos é importante, pois permite uma interpretação independente do tempo”. No caso em que a hipótese dos riscos proporcionais seja rejeitada, os riscos relativos poderão ser estimados e serão constante no período analisado. Conforme Colosimo e Giolo (2006), o Modelo de Riscos Proporcionais de COX, “[...] permite a análise de dados provenientes de estudos de tempo de vida em que a resposta é o tempo até a ocorrência de um evento de interesse, ajustando por covariáveis”. Esse modelo mensura o impacto das covariáveis sobre a função de taxa de falha.

Quando se confirma a hipótese do Modelo de Riscos Proporcionais, é conveniente a aplicação do Teste de Homogeneidade de Log-Rank, no qual é constatado que as razões de riscos proporcionais são constantes durante o período analisado. O teste visa confrontar a distribuição da ocorrência dos eventos analisados em cada grupo com a distribuição esperada se a ocorrência fosse igual para os grupos da análise, conforme explicita Chiesa *et al.* (2020).

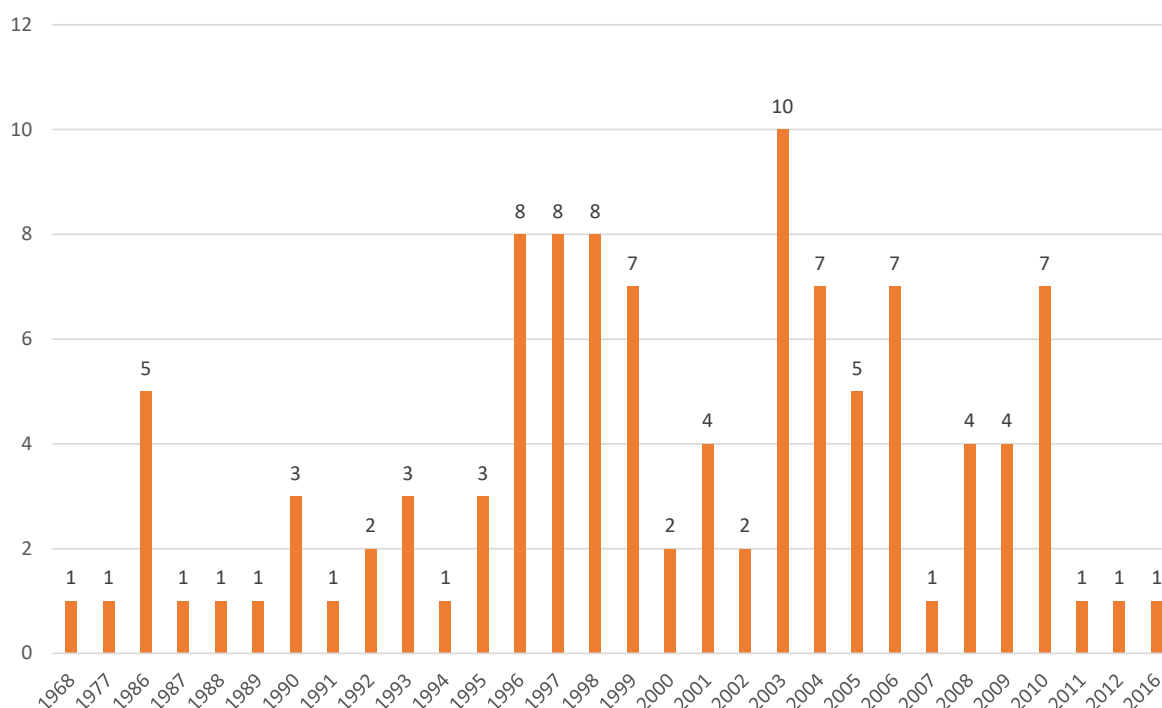
4 RESULTADOS E DISCUSSÕES

4.1 Impacto das exportações sobre a sobrevivência das empresas de fruticultura irrigada no Rio Grande do Norte

O trabalho consiste em identificar os impactos das exportações para a sobrevivência das empresas de fruticultura irrigada no Estado do Rio Grande do Norte. A investigação é feita usando a análise de sobrevivência para as 103 empresas, cujas informações foram coletadas através da

CTARN. Para ilustrar esse cenário, o gráfico 1 apresenta o período no qual houve o maior número de aberturas de empresas no setor de fruticultura. Essa representação visual destaca o momento em que o crescimento foi mais expressivo e demonstra o impacto dessas empresas na economia local. Essa expansão da fruticultura irrigada e o sucesso das empresas produtoras de melão são reflexos do ambiente favorável ao desenvolvimento econômico no Rio Grande do Norte. Tais avanços são fruto de uma combinação de fatores, como clima favorável, investimentos em infraestrutura e o empenho dos agricultores e empresários da região.

Gráfico 1 – Nascimento das empresas de fruticultura irrigada no Rio Grande do Norte no período de 1968 até 2016



Fonte: Elaborada pelos autores, a partir das informações coletadas pelo CTARN (2021).

A análise da Figura 1 revela que, ao final dos anos 1990, ocorreram o segundo e o terceiro maiores índices de abertura de empresas no setor de fruticultura irrigada. Em particular, o ano de 2003 registrou o maior número de novas empresas nesse setor, superando todos os anos analisados até então. Essa tendência de crescimento pode ser atribuída, em parte, à conclusão da primeira etapa do Perímetro Público Irrigado, que entrou em operação durante meados da década de 1990. Essa infraestrutura beneficiou a irrigação de frutas nos municípios de Alto do Rodrigues, Ipanguaçu e Afonso Bezerra. No entanto, esses estímulos e recursos públicos não foram igualmente distribuídos entre todos os produtores rurais, e foram sendo apropriados por empresários agrícolas fruticultores capitalizados, resultando em uma concentração de benefícios. Essa mesma dinâmica pode ser observada na situação da Barragem Armando Ribeiro Gonçalves, construída em 1983, na qual grandes empresas agroindustriais assumiram o controle das terras irrigáveis (Hespanhol, 2017).

Portanto, o aumento significativo no número de empresas de fruticultura irrigada no final dos anos 1990 foi impulsionado pelas políticas públicas de irrigação implementadas na época. No entanto, é importante destacar a problemática associada aos volumosos recursos públicos investidos nesse período, uma vez que tais ações refletiram um viés classista. Conforme mencionado por Hespanhol (2017), no início dos anos 2000, as empresas de fruticultura irrigada enfrentaram dificuldades com a implementação de novas regras de certificação internacional. Essas exigências, juntamente com desafios de gestão, levaram ao encerramento das atividades da MAISA, no Vale do

Apodi-Mossoró, em 2002, e da FRUNORTE, no Vale do Açu, em 2003. Apesar disso, várias outras empresas continuaram operando na região, e 2003 se destacou como o ano com o maior número de nascimentos de empresas no setor de fruticultura irrigada. Essa nova demanda por certificações adicionais favoreceu os empresários com capacidade para atender aos requisitos, ao mesmo tempo em que representou um desafio adicional para os pequenos produtores com menores condições.

Nesse contexto, o evento de interesse para esta pesquisa é o encerramento das atividades das empresas, enquanto a censura é representada pelo encerramento das atividades devido a uma variável exógena ao modelo. Com relação à análise da sobrevivência das empresas, a Tabela 1 apresenta a distribuição das probabilidades de encerramento das atividades.

Tabela 1 – Frequência relativa da distribuição da falha (fechamento)

Condição da Empresa	Frequência	Percentual
Censura	54	52,43
Evento (fechamento)	49	47,57

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados das estimações

Através da Tabela 1, é possível examinar e avaliar a probabilidade de ocorrência do evento de encerramento das atividades em diferentes momentos. Conforme se pode observar a partir Tabela 1, a censura conta com um percentual de 52,43%. Assim, 47,57% dos encerramentos das atividades das empresas é explicado pelo modelo. A literatura aponta as dificuldades que empresas, principalmente as micro e pequenas empresas, possuem no Brasil para se manterem ativas durante um longo período (Silva *et al.*, 2015).

Analisa-se, a partir da Tabela 2, a relação entre o intervalo de tempo, medido em anos, que leva para as empresas encerrarem suas atividades, bem como suas estimativas descritivas.

Tabela 2 – Probabilidades de sobrevivência ao evento de encerramento das atividades para cada tempo de monitoramento

Intervalo	Total	Mortes	Perdas	Sobrevivência	Erro Padrão	Intervalo conf. (95%)
1 – 2	103	0	1	1,00	0,00	0,93 – 0,99
5 – 6	102	1	0	0,99	0,01	0,91 – 0,99
6 – 7	101	2	1	0,97	0,02	0,90 – 0,98
7 – 8	98	1	0	0,96	0,02	0,87 – 0,97
9 – 10	97	2	0	0,94	0,02	0,81 – 0,93
10 – 11	95	5	1	0,89	0,03	0,75 – 0,89
11 – 12	89	5	0	0,84	0,04	0,71 – 0,86
12 – 13	84	4	5	0,80	0,04	0,68 – 0,84
13 – 14	75	2	2	0,78	0,04	0,64 – 0,82
14 – 15	71	3	2	0,74	0,04	0,61 – 0,79
15 – 16	66	3	1	0,71	0,05	0,58 – 0,77
16 – 17	62	2	5	0,69	0,05	0,52 – 0,72
17 – 18	55	4	5	0,63	0,05	0,50 – 0,70
18 – 19	46	2	1	0,61	0,05	0,48 – 0,69
19 – 20	43	1	7	0,59	0,05	0,44 – 0,66
20 – 21	35	2	1	0,56	0,05	0,44 – 0,66
21 – 22	32	0	2	0,56	0,05	0,44 – 0,66
22 – 23	30	0	1	0,56	0,05	0,42 – 0,64

Intervalo	Total	Mortes	Perdas	Sobrevivência	Erro Padrão	Intervalo conf. (95%)
23 – 24	29	1	3	0,53	0,05	0,42 – 0,64
25 – 26	25	0	4	0,53	0,06	0,38 – 0,62
26 – 27	21	1	5	0,51	0,06	0,34 – 0,59
27 – 28	15	1	1	0,47	0,06	0,34 – 0,59
29 – 30	13	1	0	0,44	0,06	0,30 – 0,57
30 – 31	12	1	0	0,40	0,07	0,26 – 0,54
32 – 33	11	2	1	0,32	0,07	0,18 – 0,47
33 – 34	8	2	0	0,24	0,08	0,11 – 0,40
34 – 35	6	0	2	0,24	0,07	0,11 – 0,40
36 – 37	4	1	1	0,17	0,07	0,05 – 0,35
38 – 39	2	0	1	0,17	0,08	0,05 – 0,35
40 – 41	1	0	1	0,17	0,08	0,05 – 0,35

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados das estimações, 2023.

Com base nos dados apresentados na Tabela 2, é possível observar que, no intervalo de tempo inicial, compreendido entre menos de 1 ano e 2 anos, não ocorreram encerramentos das atividades das empresas. Portanto, intuitivamente, a taxa de sobrevivência das empresas se manteve em 100% nesse período. No intervalo inferior a 5 anos, há apenas um encerramento de empresa, resultando em uma taxa de sobrevivência em torno de 99%. Conforme o tempo avança, nota-se uma diminuição na taxa de sobrevivência das empresas. No período inferior a 26 anos, aproximadamente 51% das empresas continuaram em operação. Essa taxa diminui ainda mais ao chegar ao período final, entre 40 e 41 anos, quando o percentual de empresas em atividade cai para 17%. A Tabela 3 apresenta as estimativas para as taxas de risco de fechamento estimadas de diferentes fatores no encerramento das atividades das empresas de fruticultura irrigada.

Tabela 3 – Estimativas para a taxa de risco de fechamento das empresas exportadoras

Variáveis	Taxa de Risco	Erro Padrão	Z	p-valor	Intervalo de confiança (95%)
Exportação	0,7939	0,1045	- 3,41	0,001	0,1341 – 0,5817
Diversificação	0,7418	0,2704	- 0,82	0,413	0,3631 – 1,5153
Natureza jurídica	0,9363	0,5436	- 0,11	0,910	0,3000 – 2,9214
Porte	1,6805	0,5388	1,59	0,112	0,8878 – 3,1436

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados das estimações, 2023.

A partir da Tabela 3 pode-se constatar que não houve significância estatística no efeito sobre a sobrevivência as variáveis: Natureza Jurídica, Diversificação e Porte da Empresa. A variável que foi estatisticamente significativa foi a exportação. Dialogando com o trabalho apresentado por Souza (2006) ao frisar a nova face do Nordeste, que no imaginário popular resumia-se a seca e estiagem, e que deu lugar a extensos pomares de fruticultura irrigada. A região é vista com otimismo devido à expansão do agronegócio e o Rio Grande do Norte, maior produtor de melão do país, coloca o Brasil como um dos principais exportadores mundiais do melão, fazendo com que o país se mantenha em um cenário competitivo mundialmente.

Andrade, Costa e Maia (2008) também ressaltam a importância das exportações de frutas irrigadas para a saúde econômica do Rio Grande do Norte, estando entre uma das principais atividades econômicas da região. A fruticultura recebe destaque na agricultura brasileira, fazendo com que a nível nacional a fruticultura corresponda a 25% da produção agrícola.

Reis (2007), ao analisar a evolução do melão no polo Assu/Mossoró, mostra o protagonismo da fruticultura irrigada no norte-rio-grandense, e que esta traz vantagens de emprego e renda para a região. O autor destaca que a cada hectare de pomar fixado geram 2 empregos, um no campo e outro na cidade, gerando mais de quatro milhões de empregos no período analisado, de 1990 a 2003. Além disso, o processo de globalização tornou indispensável esse diálogo externo para as empresas fixadas no Rio Grande do Norte. A sobrevivência das empresas de fruticultura irrigada está atrelada com a sua consolidação no mercado doméstico e nas conquistas de novos mercados internacionais.

O mundo cada vez mais se torna interativo. Os países cada vez mais comprem produtos de outros países, buscando uma gama diferenciada de produtos que culturalmente ou geograficamente seriam impossíveis obter. As condições geográficas formidáveis do Rio Grande do Norte fizeram com que empresas atuantes do setor de frutas se fixassem na região e buscassem atender também ao mercado externo (Cardoso; Meireles, 2009).

Diante do exposto, observa-se que a atividade exportadora está atrelada diretamente com a permanência das empresas do ramo de frutas no mercado. Seguindo com a análise, Colosimo e Giolo (2006), ao ressaltarem o Modelo de Riscos Proporcionais, indicado anteriormente, a Tabela 4 verifica se a variável explicativa é dependente do tempo de monitoramento.

Com base na Tabela 4, é possível verificar que a variável explicativa “exportação” com interação com o tempo de monitoramento não é significativa ao nível de 5% ($p = 0,885$). Isso indica que não há evidência suficiente para rejeitar a hipótese nula de proporcionalidade dos riscos.

Tabela 4 – Teste de proporcionalidade para as estimativas da taxa de risco

Variável	Coef.	Erro Padrão	Z	p-valor	Intervalo conf. (95%)
exportação (main)	- 1,5094	2,2559	- 0,67	0,503	-5, 9309 / 2,9121
exportação (tvc)	0,1168	0,8069	0,14	0,885	-1,4646 / 1,6982

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados das estimações, 2023.

Portanto, é possível concluir que o modelo de riscos proporcionais de Cox é apropriado para a análise dos dados, e a relação entre a variável explicativa e o tempo de sobrevivência das empresas permanece constante ao longo do tempo. Caso essa condição não fosse atendida, haveria efeitos sobre o tempo de monitoramento, o que poderia tornar as estimativas viesadas.

Para confirmar o princípio da proporcionalidade, aplica-se o método de análise dos resíduos escalonados de Schoenfeld, que podem ser obtidos após a estimação do modelo de riscos proporcionais de Cox, conforme mostrado na Tabela 5.

Tabela 5 – Resultados do Teste de Schoenfeld para avaliar a proporcionalidade dos risco no modelo de Cox

Variáveis	rho	Estatística qui-quadrado	graus de liberdade	p-valor
Exportação	0,01	0,01	1	0,92
Teste Global		0,01	1	0,92

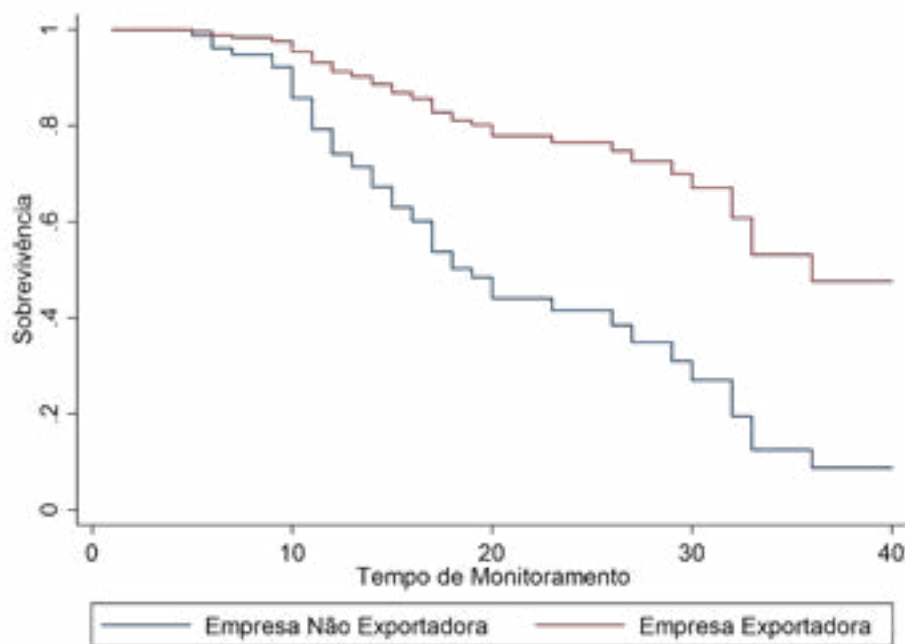
Fonte: Elaboração própria com base nos resultados das estimações, 2023.

Da Tabela 5, percebe-se que os resultados do teste de Schoenfeld sugerem que a suposição de riscos proporcionais é válida tanto para a variável exportação quanto para o modelo global. Isso implica que o modelo de riscos proporcionais de Cox é apropriado para a análise dos dados e que a relação entre as variáveis independentes e a taxa de risco permanece constante ao longo do tempo. Desta forma, o coeficiente de risco de 0,7939 significa que as empresas que exportam têm uma

taxa de risco 20,61% menor de encerrar suas operações em comparação com empresas que não exportam, indicando que a exportação atua como um fator de proteção contra o risco de fechamento. Essa redução de 20,61% na taxa de risco implica diretamente em uma maior taxa de sobrevivência para as empresas exportadoras, sugerindo que a exportação aumenta a probabilidade de as empresas permanecerem operacionais mais tempo.

A Figura 1 apresenta as curvas de probabilidades de sobrevivência ao encerramento das atividades para empresas exportadoras e não exportadoras. Inicialmente, da Figura 1, as curvas de ambos os grupos começam em 100%, indicando com uma igualdade nas chances de sobrevivência no início de suas operações. A divergência começa por volta dos 5 anos, marcando um ponto crítico em que a exportação começa a exercer um impacto significativo na probabilidade de sobrevivência das empresas. As empresas exportadoras, representadas pela curva vermelha, demonstram uma probabilidade de sobrevivência consideravelmente mais alta em comparação com as não exportadoras, indicadas pela curva azul. Aos 20 anos, por exemplo, as empresas exportadoras têm cerca de 79% de chance de sobrevivência, quase o dobro da taxa das empresas não exportadoras, que é de aproximadamente 42%.

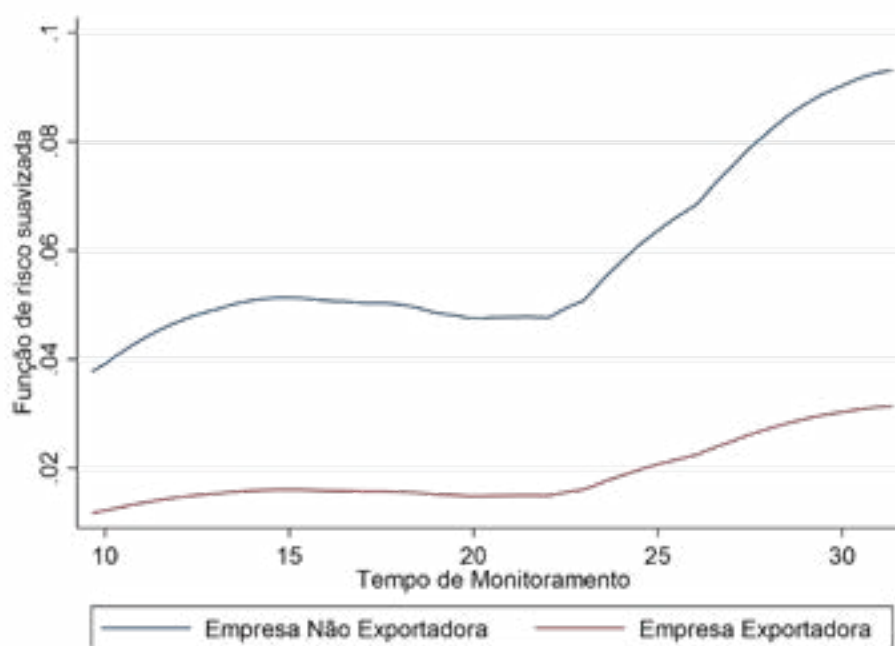
Figura 1 – Curvas de probabilidades de sobrevivência ao encerramento das atividades para empresas exportadoras e não exportadoras



Fonte: Elaboração própria com base nos resultados das estimações, 2023.

Isso ilustra a importância estratégica da exportação como um catalisador para a longevidade e o sucesso empresarial. Essa tendência persiste ao longo do tempo, com as empresas exportadoras mantendo uma vantagem significativa em termos de sobrevivência. Mesmo com a redução geral nas taxas de sobrevivência para ambos os grupos à medida que se aproximam dos 40 anos, as empresas exportadoras continuam a mostrar uma resiliência notável. A Figura 2 exibe as curvas das taxas de risco de encerramento das atividades para empresas de fruticultura irrigada exportadoras e não exportadoras.

Figura 2 – Curvas das taxas de risco de ocorrência de encerramento das atividades para empresas exportadora e não exportadoras



Fonte: Elaboração própria com base nos resultados das estimações, 2023.

Nos primeiros 10 anos de monitoramento, a linha azul, representando as empresas não exportadoras, mostra uma taxa de risco próxima de 0,04, enquanto a linha vermelha, que denota as empresas exportadoras, apresenta uma taxa significativamente menor, em torno de 0,004. Esse contraste inicial é indicativo da vantagem substancial que as atividades de exportação conferem em termos de redução do risco de encerramento das operações. Aos 15 anos, essa diferença se mantém, com a taxa de risco para empresas não exportadoras, subindo para cerca de 0,05 e, para as exportadoras, aumentando para 0,018, sugerindo que as empresas exportadoras enfrentam um risco consideravelmente menor de encerrar suas atividades em comparação com suas contrapartes focadas apenas no mercado interno.

Já a partir dos 25 anos, ambas as curvas mostram uma subida acentuada nas taxas de risco. No entanto, a curva das empresas não exportadoras revela um aumento mais pronunciado, alcançando aproximadamente 0,1 aos 30 anos, enquanto a taxa de risco para as exportadoras, representada em vermelho, está em 0,032. Essa tendência sugere que, embora o risco de encerramento aumente com o tempo para todas as empresas, aquelas envolvidas em exportações continuam a ter uma maior resiliência.

A Tabela 6 apresenta os resultados para o Teste *Log-rank* que tem por intuito verificar a existência de diferenças estatisticamente significantes entre as curvas das funções de sobrevivência ao evento.

Tabela 6 – Resultados do teste de homogeneidade Log-Rank

Exportação	Eventos observados	Eventos esperados
0	40	28,41 (0,00)
1	9	20,59 (0,00)

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados das estimações, 2023.

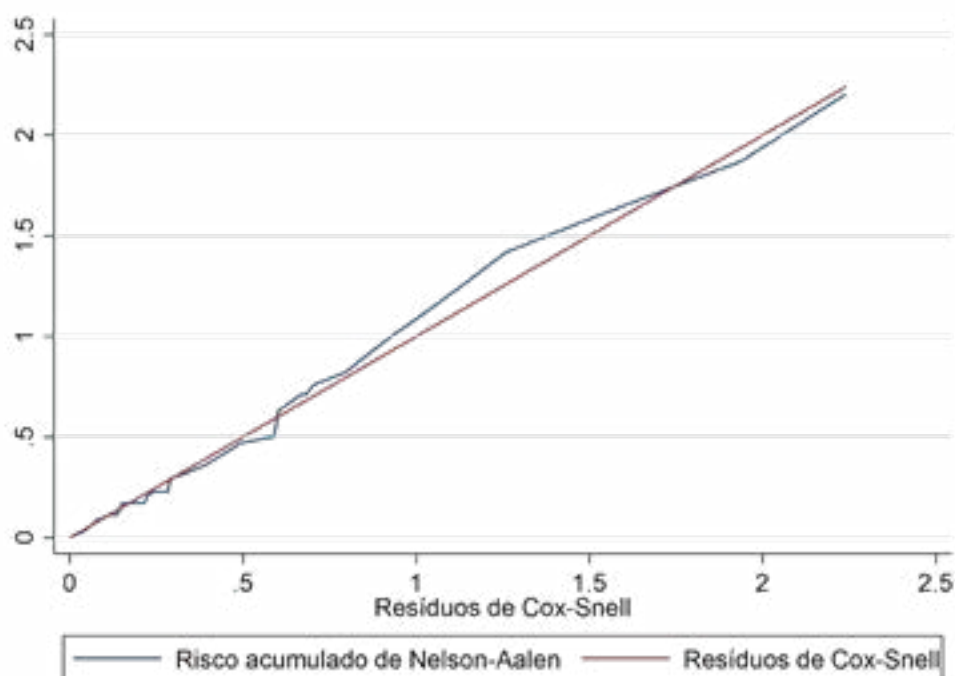
Nota: ***(significativo ao nível de 1%)*** $p < 0.01$; *(significativo ao nível de 5%)* $p < 0.05$; *(significativo ao nível de 10%)* $p < 0.10$.

A significância estatística ao nível de 1% para a variável *exportação* indica que a diferença nas taxas de sobrevivência entre as empresas exportadoras e não exportadoras é estatisticamente relevante e sugere que as empresas com atividades de exportação tenham uma vantagem competitiva significativa em termos de sobrevivência.

Por fim, a Figura 3 avalia a qualidade do ajuste do modelo estimado com base nos resíduos de Cox-Snell, em que é possível verificar que a função da taxa de falha acumulada segue a diagonal (resíduos de Cox-Snell) de forma muito próxima, sugerindo que o modelo final estimado apresenta uma adequada qualidade de ajuste.

Ramos e Medeiros (2019) também utilizando a Análise de Sobrevivência, examina a duração das exportações no Brasil, entre 1992 e 2013, o autor constata que a duração máxima de uma relação comercial entre o Brasil para um país no qual mantenha relação comercial é de 21 anos. No entanto, também é levado em conta que esta relação pode vir a ser desfeita e reatada durante esses anos. Todavia, 73% das relações comerciais do Brasil acontecem sem que a relação seja desfeita, representam um tempo único.

Figura 3 – Análise de ajustamento do modelo estimado



Fonte: Elaboração própria com base nos resultados das estimações, 2023.

O autor também expõe a duração média das exportações brasileiras, com média de 3,15 anos e mediana de 1. A taxa de sobrevivência por ano é por volta de 55%, em 6 anos a probabilidade de sobreviver cai para 23%. Todavia, a duração dessas relações está atrelada às características dos países para o qual o Brasil exporta, países de alta renda por exemplo, tendem a ter relações mais duradouras com o Brasil, com duração média de 3,35 anos, com a taxa de sobrevivência por ano em 56%. Exportar para países próximos, em um raio de até 5 mil km, também é um evento que impacta positivamente nas relações comerciais do Brasil, há uma duração média de 4,3 anos, em um ano a taxa de sobrevivência de 62%, em dois anos 49% e em seis anos de 32% (Ramos; Medeiros, 2019).

5 CONCLUSÕES

O Brasil é um importante produtor de frutas, e tem conseguido abastecer tanto o mercado interno como uma parte significativa do externo, sendo a região Nordeste uma das principais que mantem a balança comercial brasileira de frutas frescas competitiva. O Rio Grande do Norte ganha destaque na produção de fruticultura irrigada, dadas as suas vantagens comparativas, de terras propícias, clima favorável e localização que facilita o cultivo e a exportação de frutas frescas. O desempenho econômico do Rio Grande do Norte foi, em certa medida, impulsionado pelos vultosos recursos públicos que vieram a favorecer grandes empresas agrícolas para fixarem no ramo de frutas na região, principalmente em meados de 1970, por meio de políticas que visavam processos da modernização agrícola.

Desta forma, buscou-se compreender quais são os impactos das exportações sobre a sobrevivência da empresa de fruticultura irrigada no Estado do Rio Grande do Norte, uma vez que as informações da pesquisa se mostraram relevantes para evidenciar e reconhecer a importância econômica da fruticultura irrigada, e a necessidade de uma estratégia que possa ir além das economias de trabalho barato e de países com legislação de baixa capacidade de qualificação do aparato produtivo. Além disso, a revisão de literatura, fundamentada nas perspectivas da “economia moral” e das Cadeias Globais de Valor (CGV), fundamentou adequadamente a análise das condições de sobrevivência das empresas agrícolas, no sentido da interpretação e explicação sobre as *crenças dos* empresários agrícolas diante da dinâmica de desafios e de competitividade dos mercados globais para a fruticultura potiguar.

Os resultados da pesquisa sugeriram que as empresas agrícolas que produzem e exportam frutas frescas possuem maior possibilidade de sobrevivência, de uma vida mais longa no mercado, e as empresas agrícolas que produzem e não exportam possuem uma taxa de falha maior que a empresa exportadora, portanto com menores condições de sobrevivência. Esse risco da empresa não exportadora de encerrar as suas atividades nos primeiros 10 anos é de quase 40%, ao passo que para a empresa exportadora esse risco é menor do que 15%. Para reforçar os resultados, pode-se observar ainda que em 20 anos de existência, a empresa exportadora possui quase duas vezes mais chances de sobreviver em comparação com a empresa não exportadora. Em um período de 40 anos, a empresa que exporta possui uma taxa de sobrevivência de 45%, enquanto a empresa que não possui essa taxa fica em torno dos 15%.

Embora este trabalho tenha alcançado seus objetivos, encontramos adversidades quanto ao acesso a informações das empresas do ramo. A principal dificuldade está na falta de publicidade em sites oficiais, como o da Receita Federal, por exemplo. Diversas empresas não deixaram o registro formal do seu fechamento, bem como outras informações que poderiam ser convenientes para a inserção de novas variáveis. Por sua vez, uma pesquisa futura poderia possibilitar a identificação de outros fatores que fossem relevantes para a sobrevivência das empresas de fruticultura irrigada no mercado do Rio Grande do Norte.

AGRADECIMENTOS

Este trabalho faz parte de um conjunto de pesquisas realizadas no âmbito das Cadeias Globais de Valor (CGV) na agricultura, e contou com auxílio do Edital 12/2021 FAPERN/CAPES.

REFERÊNCIAS

- ANDRADE, M. E. A. D.; COSTA, G. C.; MAIA, A. C. N. Dinâmica e Competitividade das Exportações de Frutas do Rio Grande do Norte de 1999 a 2005. *In*: CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL, 46., 2008, Rio Branco. **Anais...** Rio Branco: Sober, 2008.
- BNDES - BANCO NACIONAL DO DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO E SOCIAL. Disponível em: <https://www.bndes.gov.br/wps/portal/site/home/financiamento/guia/porte-de-empresa>. Acesso em: 28 julho, 2022.
- BOTELHO, M. R. A.; SOUSA, G. F.; CARRIJO, M. C.; FERREIRA, J. B.; SILVA, A. C. Determinantes de Sobrevivência de Micro e Pequenas Empresas Industriais Brasileiras (1996-2016). *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 48., 2020, Brasília. **Anais...** Brasília: ANPEC, 2020. Disponível em: https://www.anpec.org.br/encontro/2020/submissao/files_I/i9-4ff197fc1284451812f20a650fe62912.pdf
- BLANK, M. C.; PALMEIRA, E. M. Internacionalização de Micro e Pequenas Empresas – Uma Visão Crítica Quanto a Eficiência dos Incentivos do Governo. **Revista Acadêmica de Economia**, n. 71, 2006.
- CARDOSO, O. L. J., MEIRELES, E. C. D. O Rio Grande do Norte Globalizado, Resultados de Propostas de Orientação ao Mercado Internacional em uma Década de Exportação (1999-2008). **Interface**, v.6, n. 2, 2009.
- CARVALHO, K.C.M.D; FONSECA, L.F.C. Análise dos Determinantes da Entrada e Sobrevivência das Empresas no Brasil. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 38, 2011. Salvador. **Anais...**, Salvador: ANPEC, 2010.
- CÉSPEDES, C.H.R; FOCHEZATTO, A; VELOSO, L.J.P. Análise de Sobrevivência de Empresas: Um Estudo Longitudinal da Coorte de 2007 no Rio Grande do Sul. **Geosul**, v, 35,n.76, 2020.
- COLOSIMO, E.A; GIOLO, S.R. **Análise de Sobrevivência Aplicada**. 1.ed. São Paulo. Edgard Blucher, 2020.
- CHIESA, E.M.F, MORAES, A.B, RIGÃO, M. H. Análise de Sobrevivência Através de um Método Não-Paramétrico. **Ciência e Natura**, v.42, n.19, 2020.
- FAPERN - FUNDAÇÃO DE AMPARO À CIÊNCIA TECNOLOGIA E INOVAÇÃO DO RN. Disponível em: <http://adcon.rn.gov.br/ACERVO/FAPERN/Conteudo.asp?TRAN=ITEM&TARG=8754&ACT=&PAGE=0&PARM=&LBL=Projetos%20Estruturantes>. Acesso em: 3 janeiro, 2023.
- GRAZIANO DA SILVA, José. **A nova dinâmica da agricultura brasileira**. Campinas: Unicamp/IE, 1996.
- GURGEL, R. F. de S.; NUNES, E. M.; & SILVA, V. M. A Assistência Técnica e Extensão Rural (ATER) da EMATER e do Projeto Dom Helder Câmara (PDHC) no Território da Cidadania Sertão do Apodi, Rio Grande do Norte. **Extensão Rural**, v. 29, n. 1, e3, 2022. <https://doi.org/10.5902/2318179669139>
- HESPAHOL, A. N. Apropriação dos recursos naturais pela fruticultura irrigada no semiárido do Rio Grande do Norte – **Brasil. Ciência e Trópico**, v. 41, n. 1, p. 103-118, 2017.
- MARAFON, G. J. Industrialização da agricultura e formação do complexo agroindustrial. **Geo UERJ**, Rio de Janeiro, v. 3, p. 7-21, 1998.

MEDEIROS, K. N.; NUNES, E. M.; RAMALHO, S. M. Da Modernização Agrícola à Dinâmica de Desenvolvimento Rural: o Assentamento MAISA, Rio Grande do Norte. **Revista Grifos**, v. 30, p. 129-156, 2021.

NAKANO, E.Y. CUNHA, J.F. Análise do Efeito da Camuflagem no Tempo de Segregação em Regiões Texturizadas Utilizando o Modelo de Riscos Proporcionais de Cox. **Ciências Exatas e Tecnológicas**, v.33, n. 2, 2012.

NUNES, E. M.; LIMA, J. S. S.; FREITAS, C. C. G. A integração da agricultura familiar com a agroindústria de pequeno porte: a experiência da cadeia da Polpa de Frutas em Apodi, Rio Grande do Norte. **Revista Campo-Território, Uberlândia**, v. 18, n. 50, p. 256–281, 2023.

NUNES, E. M.; SILVA, V. M. ; SA, V. C. Assistência Técnica e Extensão Rural (ATER): formação e conhecimentos para a agricultura familiar do Rio Grande do Norte. **Redes** (Santa Cruz do Sul. Impresso), v. 25, p. 458-482, 2020.

NUNES, E. M.; SILVA, P. S. G.; SILVA, M. R. F.; SÁ, V. C. O Índice de Condições de Vida (ICV) em Territórios Rurais do Nordeste: evidências para os territórios Açu-Mossoró e Sertão do Apodi, no Rio Grande do Norte. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 58, n. 1, e190917, 2020. <https://doi.org/10.1590/1806-9479.2020.190917>

NUNES, E. M.; FRANÇA, A. R. M.; LIMA, J. S. S.; MEDEIROS, L. S. Novidades (Novelty) na Agricultura Familiar e sua associação com a agroecologia na produção de hortifrutigranjeiros no Território Sertão do Apodi (RN). **Redes**, Santa Cruz do Sul, v. 23, p. 213-236, 2018.

NUNES, E. M. SCHNEIDER, S. Reestruturação Agrícola, Instituições e Desenvolvimento Rural no Nordeste: A Diversificação da Agricultura Familiar do Polo Açu-Mossoró (RN). **Revista Econômica do Nordeste**, v.44, n.3, 2013.

NUNES, E. M.; SCHNEIDER, S. Reestruturação Agrícola, Instituições e Desenvolvimento Rural no Nordeste: A Diversificação da Agricultura Familiar do Polo Açu-Mossoró (RN). **Revista Econômica do Nordeste**, v. 44, n. 3, 2013.

_____. Economia Agrícola, Instituições e Desenvolvimento Rural: uma análise comparativa da diversificação econômica do Pólo Assu/Mossoró (RN). **Revista Econômica do Nordeste**, v. 43, p. 561-584, 2012.

NUNES, E. M.; ORTEGA, A. C. Desenvolvimento Rural em Áreas de Intervenção Estatal do Nordeste: o Caso do Projeto de Irrigação Baixo-açu (RN). **Revista Econômica do Nordeste**, v. 38, n. 3, 2007.

OLIVEIRA, M. A. D. Análise de Sobrevivência das Empresas de Base Tecnológicas Vinculadas às Incubadoras de Empresas Mineiras. Minas Gerais. 96 p. **Dissertação** (Mestrado) – Programa de Pós- Graduação em Economia, Universidade Federal de Viçosa, 2020.

OLIVEIRA, S. E. M. C. Cadeias globais de valor e os novos padrões de comércio internacional: uma análise comparada das estratégias de inserção de Brasil e Canadá. 2014. **Tese** (Doutorado) – Universidade de Brasília, Brasília, 2014.

PLOEG, J. D. V. D. **Camponeses e Impérios Alimentares**: Lutas por Autonomia e Sustentabilidade na Era da Globalização. 1.ed. Porto Alegre. Editora da UFRGS, 2008.

RAMOS, H. S. F. D.; MEDEIROS, R. K. D. A Duração das Exportações Brasileiras: Evidência e Determinantes. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 49, n. 3, 2019.

REIS, F. N. J. D. Política de Promoção da Exportação: Um Olhar Sobre a Evolução da Cultura de Melão do Rio Grande do Norte. Natal, 2007, 92 p. **Dissertação** (Mestrado em Administração) – Programa de Pós-Graduação em Administração, Universidade Federal do Rio Grande do Norte, Natal, 2007.

SOARES, H. A. F. A Estruturação da Produção em Cadeias Globais de Valor e seus Efeitos no Desenvolvimento Econômico. 65 p. **Monografia** (Bacharelado), Universidade Federal do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2015.

SOUZA, F. C. S. S. D. Análise da Sustentabilidade da Fruticultura Irrigada no Semi-Árido Norte-Rio-Grandense. *In*: CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL, 44., 2006, Fortaleza. **Anais...** Fortaleza: SOBER, 2006.

SILVA, A. B. D.; BRASIL, A. S. D.; ALVARENGA, L. M. S. D. et al. Desafios enfrentados pelas micro e pequenas empresas no Brasil. **Revista Conexão Eletrônica**, v. 12, n. 1, 2015.

SILVA, J. L. M.; MONTALVÁN, D. B. V. Exportações do Rio Grande do Norte: estrutura, vantagens comparativas e comércio intra-industrial. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 46, n. 2, 2008.

SILVA, R. M. A.; NUNES, E. M. Agricultura familiar e cooperativismo no Brasil: uma caracterização a partir do Censo Agropecuário de 2017. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, 61(2), e252661, 2023. <https://doi.org/10.1590/1806-9479.2021.252661>

WOLF, J. A.; PETT, T. L. Internationalization of small firms: an examination of export competitive patterns, firm size and export performance. **Journal of Small Business Management**, v. 38, n. 2, 2000.

SOBREVIVÊNCIA DE EMPRESAS INOVADORAS E NÃO-INOVADORAS: UMA ANÁLISE PARA AS MACRORREGIÕES BRASILEIRAS¹

Survival of innovative and non-innovative companies: an analysis for Brazilian macrorregions

Marisa dos Reis Azevedo Botelho

Economista. Doutora em Economia – Unicamp. Professora Titular do Instituto de Economia e Relações Internacionais – UFU e Bolsista Produtividade em Pesquisa - CNPQ. Av. João Naves de Ávila, n. 2121, Bloco J, CEP 38400-902, Uberlândia (MG). botelhomr@ufu.br

Soraia Aparecida Cardoso

Economista. Doutora em Desenvolvimento Econômico – Unicamp. Professora Associada do Instituto de Economia e Relações Internacionais da Universidade Federal de Uberlândia. Av. João Naves de Ávila, n. 2121, Bloco J, CEP 38400-902, Uberlândia (MG). soraia.cardoso@ufu.br

Ana Paula Macedo de Avellar

Economista. Doutora em Economia – UFRJ. Professora Titular do Instituto de Economia e Relações Internacionais da Universidade Federal de Uberlândia. Av. João Naves de Ávila, n. 2121, Bloco J, CEP 38400-902, Uberlândia (MG). anaavellar@ufu.br

Ariana Cericatto da Silva

Economista. Doutora em Economia – UFU. Professora da Universidade Estadual do Oeste do Paraná. Rua Universitária n. 1619, Bairro Universitário, CEP 85819-110, Cascavel (PR). ariana.silva@unioeste.br

Resumo: O tema da sobrevivência de empresas relacionado às atividades inovativas ganhou relevância a partir da difusão dos trabalhos de autores neoschumpeterianos. Em geral, os trabalhos identificam uma causalidade positiva entre inovação e sobrevivência de empresas em diferentes países e regiões. O presente trabalho pretende contribuir com essa discussão ao relacionar a sobrevivência com as atividades inovativas das empresas. O objetivo é verificar se há diferenças regionais nas taxas de sobrevivência de empresas industriais considerando-se empresas inovadoras e não inovadoras. A desagregação regional justifica-se pelas históricas desigualdades regionais brasileiras, que se ampliam quando se trata de atividades inovativas, dada sua maior concentração nas regiões Sul e Sudeste. Os dados foram obtidos no Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, a partir de um cruzamento das bases de dados da Pesquisa de Inovação e do Cadastro Geral de Empresas. As empresas foram separadas em inovadoras e não inovadoras, e os dados desagregados pelas grandes regiões brasileiras, a fim de acompanhar as taxas de sobrevivência no período de 2000-2018. Verificou-se que em todas as regiões brasileiras as empresas inovadoras têm taxas de sobrevivência maiores. Entretanto, as taxas de sobrevivência se diferenciam segundo as regiões brasileiras, sendo maiores para as regiões Sul e Sudeste.

Palavras-chave: Inovação, Sobrevivência, Empresa, Brasil.

Abstract: The issue of company survival related to innovative activities gained relevance following the dissemination of the studies of neo-Schumpeterian authors. In general, these works identify a positive causality between innovation and company survival in different countries and regions. This paper aims to contribute to this discussion by relating survival to the innovative activities of companies. The objective is to verify if there are regional differences in the survival rates of industrial companies considering innovative and non-innovative companies. Regional disaggregation is justified by the historical regional inequalities in Brazil, which are exacerbated when it comes to innovative activities, given their greater concentration in the South and Southeast regions. The data was obtained from the Brazilian Institute of Geography and Statistics, through a cross-referencing of the Innovation Survey and the General Business Register databases. Companies were classified as innovative and non-innovative, and the data was disaggregated by major Brazilian regions to track survival rates from 2000 to 2018. It was found that in all Brazilian regions, innovative companies have higher survival rates. However, survival rates differ among Brazilian regions, being higher for the South and Southeast regions.

Keywords: Innovation, Survival, Companies, Brazil.

1 As autoras agradecem o apoio financeiro da Fundação de Apoio à Pesquisa de Minas Gerais (Fapemig) à elaboração deste trabalho, por meio do projeto Demanda Universal (APQ-01907-22).

1 INTRODUÇÃO

Em geral, se atribuem às empresas de pequeno porte as menores taxas de sobrevivência em função de assimetrias de competitividade vis-à-vis as grandes empresas, conforme mostrou o trabalho pioneiro de Steindl [1945] (1990). Além da questão do porte, outros aspectos que influenciam a sobrevivência vêm sendo discutidos, como questões ligadas às características pessoais dos empresários, ao ambiente empresarial, aos ciclos econômicos, dentre outras.

Com grande difusão dos trabalhos de autores neoschumpeterianos e evolucionários, o tema da sobrevivência relacionado às atividades inovativas das empresas ganhou relevância. Identifica-se na literatura especializada um conjunto de trabalhos que, com diferentes metodologias, tenta identificar os efeitos que a inovação apresenta para a sobrevivência empresarial. Na maior parte dos trabalhos se identificam resultados positivos, ou seja, empresas que inovam e investem em pesquisa e desenvolvimento (P&D) tendem a apresentar maiores taxas de sobrevivência (Ugur; Vivarelli, 2020; Cefis; Marsili, 2006; Rosembusch *et al.*, 2011; Buddelmeyer *et al.*, 2010; Pérez; Castillejo, 2008). Esses resultados são mais importantes para as empresas menores e mais jovens, conforme ampla revisão realizada por Cefis *et al.* (2022).

Ademais, os trabalhos recentes dedicados a essa temática mostram resultados distintos, a depender das demais variáveis incluídas, como setor de atividade e/ou níveis de intensidade tecnológica (Cefis *et al.*, 2022; Ugur *et al.*, 2015) e localização geográfica (Cefis *et al.*, 2022; Ebert *et al.*, 2018; Basile *et al.*, 2017; Renski, 201).

O tema da sobrevivência de empresas tem sido pouco tratado no Brasil, mesmo apresentando grande importância, em especial para as políticas públicas. A existência de altas taxas de mortalidade, especialmente entre as empresas de pequeno porte, está bem documentada, principalmente por instituições de apoio às empresas (Bedê, 2016). Entretanto, são poucos os trabalhos que discutem o tema de modo a encontrar outros aspectos, além do porte, que determinam a sobrevivência de empresas na economia brasileira.

O presente trabalho pretende contribuir com essa discussão ao relacionar a sobrevivência com as atividades inovativas das empresas e a região em que estão localizadas. O objetivo principal é o de verificar se há diferenças regionais nas taxas de sobrevivência de empresas industriais considerando-se dois grupos de empresas, inovadoras e não inovadoras. Para cumprir esse objetivo, o trabalho foi desenvolvido a partir de uma tabulação de dados inédita, obtida junto ao Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE, 2021). A partir de um cruzamento das bases de dados da Pesquisa de Inovação (PINTEC) e do Cadastro Geral de Empresas (CEMPRE), foi possível separar empresas inovadoras e não inovadoras, desagregadas por grandes regiões, e acompanhar as taxas de sobrevivência em um período de 18 anos, de 2000 a 2018. A desagregação regional justifica-se pelas históricas desigualdades regionais brasileiras, que se ampliam ainda mais quando se trata de atividades inovativas, dada a sua maior concentração nos estados das Regiões Sul e Sudeste, no denominado polígono industrial (Diniz, 1993).

Para cumprir o objetivo de pesquisa, além dessa Introdução, o trabalho foi estruturado com mais cinco seções. A seção 2 discorre sobre políticas industriais e de inovação no período recente. A seção três trata de aspectos empíricos regionais sobre o tema. Na quarta seção, apresenta-se a metodologia utilizada para o desenvolvimento do trabalho. As seções quatro e cinco apontam os resultados encontrados. E, por fim, têm-se as considerações finais.

2 POLÍTICAS INDUSTRIAIS E DE INOVAÇÃO: BREVES NOTAS

Políticas industriais e de inovação têm crescido significativamente em importância no período recente. Fatores como a ascensão chinesa e seu domínio de tecnologias-chave no âmbito da denominada IV Revolução Industrial e a dupla transição, ambiental e energética, têm determinado um aumento substancial de ações governamentais de apoio a processos de (re)industrialização, forte-

mente articulados às políticas de ciência, tecnologia e inovação (Soete, 2007; Edler; Fagerberg, 2017; Fundo Monetário Internacional - FMI, 2024).

Cimoli *et al.* (2009) enfatizam a inter-relação entre políticas industriais e inovação, dado que o desenvolvimento de capacidades industriais depende fortemente de uma política industrial proativa, que inclua a criação de instituições e mecanismos para fomentar a acumulação de capacidades tecnológicas. O Estado tem um papel fundamental na coordenação e indução de processos de inovação, sobretudo em economias em desenvolvimento, em que os mercados, por si sós, não fornecem incentivos adequados ao desenvolvimento de capacidades tecnológicas complexas. Coloca-se, assim, a importância das interações entre diferentes atores no sistema de inovação — empresas, universidades, governos e instituições de pesquisa —, interações essas que têm sido moldadas e estimuladas por políticas públicas. Para Lundvall e Borrás (2005), o sucesso das políticas industriais e de inovação está diretamente ligado à capacidade de fortalecer essas interações, promovendo a colaboração e a transferência de conhecimento.

De acordo com Suzigan e Villela (1997), as políticas industriais no Brasil tiveram um papel relevante no processo de desenvolvimento econômico do país, destacando a intervenção estatal na promoção de setores estratégicos para estimular a industrialização, tanto promovendo a modernização de setores tradicionais como a emergência de novos setores de alta tecnologia.

Embora lenta e descontinuada, a construção institucional da política industrial e de inovação no Brasil apresentou alguns avanços nos anos 2000 com as políticas industriais iniciadas em 2003, a saber, a Política Industrial, Tecnológica e de Comércio Exterior (PITCE), a Política de Desenvolvimento Produtivo (PDP), em 2008, e o Plano Brasil Maior (PBM), em 2011. Entre outros aspectos, esses planos se diferenciam dos anteriores, voltados à substituição de importações, pela importância dada à articulação entre a política industrial e a política de ciência e tecnologia (C&T), que passa a crescentemente focar na inovação empresarial, daí sua denominação recente de política de ciência, tecnologia e inovação (CT & I).

Com esse direcionamento, foi instituído o Plano de Ação em Ciência, Tecnologia e Inovação, conjunto de iniciativas voltadas à área de ciência e tecnologia que vigorou no período 2007-2010. Posteriormente, o governo federal deu continuidade a esse Plano com a Estratégia Nacional de Ciência, Tecnologia e Inovação (ENCTI), com vigência no período 2012-2015. As ações da ENCTI basearam-se essencialmente na ampliação de recursos financeiros, na capacitação de recursos humanos, no fortalecimento da infraestrutura científica e tecnológica, no enfoque sistêmico à ação de apoio do Estado e no adensamento tecnológico das cadeias produtivas (Ministério da Ciência, Tecnologia e Inovação - MCTI, 2012).

Em termos de mudanças institucionais da política de inovação, deve-se realçar: (i) a aprovação da Lei de Inovação, em 2004, cujos objetivos eram o de estimular a inovação através de novos instrumentos, como a subvenção econômica e a eliminação de gargalos institucionais à cooperação público-privada; (ii) a Lei do Bem, aprovada em 2005, que dispõe sobre incentivos fiscais à gastos de P&D; (iii) a Lei de Informática, criada em 1991 e modificada em 2001, que previa a redução de Imposto sobre Produtos Industrializados (IPI) como contrapartida aos gastos em P&D.

Com as novas demandas colocadas na política industrial e de inovação, como a de articulação entre diferentes atores do sistema de inovação, a institucionalidade da política de CT&I teve de ser construída. A esse respeito podem ser destacadas a criação em 2004 da Lei de Inovação (para viabilizar a cooperação público-privada), da Lei do Bem em 2005 (incentivos fiscais a gastos em P&D) e da Agência Brasileira de Desenvolvimento Industrial (ABDI), como o novo órgão condutor da política industrial.

Assim, além de um novo regime de incentivos fiscais (Lei do Bem e Lei de Informática), foram implementados um conjunto de novos programas de apoio financeiro, por meio de ações da Financiadora de Estudos e Projetos (FINEP) (programas Juro Zero e Inovar, por exemplo) e Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES) principalmente (Linha Capital

Inovador, Linha Inovação Produção e Linha Inovação Tecnológica dentro do programa BNDES Finem). Foram implementados ainda programas de estímulos às parcerias entre empresas e outros agentes do sistema de inovações, em particular as universidades e centros de pesquisa.

Diversos estudos recentes objetivaram discutir a institucionalidade das políticas industriais e de inovação e sua efetividade para reverter problemas estruturais da economia brasileira. Os estudos de Suzigan e Furtado (2006), Schapiro (2014) e Mirra e Salerno (2015) discutiram os percalços enfrentados para a construção institucional da política industrial, especialmente a criação da ABDI. Mirra e Salerno (2015) concluíram que a ABDI foi se afastando de suas funções precípuas, tornando-se um projeto inconcluso.

A frágil institucionalidade das políticas industriais, somada ao seu pouco tempo de vigência e inadequação de parte dos instrumentos de apoio (em termos de volume de recursos e/ou foco), são os principais elementos que explicam as razões de as medidas não terem se mostrado suficientes para reverter as debilidades estruturais da indústria brasileira, como o alto *déficit* comercial da indústria de transformação (Laplane; Laplane, 2017) e o processo de especialização regressiva no comércio internacional (Nassif e Castilho, 2020).

Outro aspecto das políticas industriais e de inovação que importa ao objetivo do presente trabalho foi a sua crescente articulação com as políticas de desenvolvimento regional, mais especificamente com a Política Nacional de Desenvolvimento Regional I (2007-10) e II (2011-15). Várias iniciativas governamentais foram implementadas desde então, como a Coordenação Sistemática de Ações Especiais em Desenvolvimento Regional no âmbito do PBM, que buscava articular diversas políticas (como a de Arranjos Produtivos Locais) e institucionalidades de forma a adensar e fortalecer as cadeias produtivas estaduais. Segundo a avaliação de Brandão (2015), embora insuficientes para mudar a realidade das desigualdades regionais (como se verá na seção 4.1), muito se avançou na construção de uma institucionalidade mais proativa no campo dos desdobramentos regionais das políticas de CT&I brasileiras nos anos 2000.

3 A DISTRIBUIÇÃO DA ATIVIDADE INDUSTRIAL NAS GRANDES REGIÕES BRASILEIRAS²

Para a análise regional da sobrevivência de empresas inovadoras e não inovadoras, conforme será abordado na seção 5, considera-se importante, primeiramente, compreender as principais tendências da dinâmica regional da indústria brasileira. O objetivo desta seção consiste, nesse sentido, em fazer uma breve revisão de estudos sobre desigualdades regionais no Brasil. Esses estudos mostram que, apesar de um longo processo de desconcentração que ocorre desde os anos 1970, a configuração regional da indústria brasileira ainda é caracterizada por um padrão de localização que concentra a maior parte da produção, principalmente de atividades mais dinâmicas e inovadoras, nas regiões Sudeste e Sul do país.

Desde seu início, o processo de industrialização brasileiro foi marcado por forte concentração da indústria na Região Sudeste, particularmente na Região Metropolitana de São Paulo. A construção de um país economicamente articulado foi realizada dentro de um processo de crescente explicitação dos diferenciais regionais de competitividade e de produção, ao mesmo tempo em que a elevação do grau de articulação e complementaridade regional possibilitou que muitos setores crescessem nos estados periféricos (Cano, 1998).

2 A denominação “grandes regiões” é atualmente utilizada pelo IBGE para definir as cinco regiões brasileiras. Parte dos estudos aqui analisados usa o termo macrorregião para se referir à essas cinco grandes regiões. O termo foi mantido tal qual utilizado nesses trabalhos e, por isso, são tomados por equivalentes. A esse respeito, ver https://censo2010.ibge.gov.br/apps/atlas/pdf/209_213_Glossario_ATLASDEMO%202010.pdf, acesso em 22 mar. 2024.

A partir de meados de 1970, iniciou-se uma nova fase à medida que os investimentos comandados pelo Estado foram preponderantes no processo de desconcentração industrial. Diniz (1993) destaca que, a partir dos anos 1970, apesar da redução da participação da área metropolitana de São Paulo, a localização industrial foi reforçada na área mais desenvolvida do país, ficando circunscrita a uma área poligonal que tem como vértices as cidades de Belo Horizonte, Uberlândia, Maringá, Porto Alegre, Florianópolis e São José dos Campos. Nos anos de 1990, segundo Diniz (2002), foram muito grandes as perdas da Região Metropolitana de São Paulo, principalmente no que diz respeito aos empregos industriais, o que caracterizaria a continuidade do processo de reversão da polarização desencadeado desde os anos 1970.

Por outro lado, para Cano (2008), o período 1970-1980 pode ser classificado como de “desconcentração virtuosa”, uma vez que as taxas de crescimento da agricultura, indústria e serviços foram elevadas, “gerando efeitos dinâmicos de encadeamentos recíprocos”. Nesse sentido, o autor ressalta que o crescimento elevado tanto do centro dinâmico como da periferia possibilitou a ampliação dos nexos econômicos inter-regionais. É de grande importância destacar que, nessa perspectiva de análise, o processo de desconcentração foi comandado a partir da dinâmica da economia paulista, que não perdeu seu papel de núcleo da acumulação industrial do país. O autor ressalta que as taxas de crescimento de São Paulo foram muito elevadas no período, dado o grau de integração do mercado interno, e as articulações regionais foram ainda mais reforçadas pelos efeitos de estímulo desencadeados pela indústria paulista. Os investimentos públicos e privados na periferia teriam imprimido um ritmo maior ainda ao crescimento regional.

Em virtude do baixo dinamismo da economia brasileira desde a primeira metade da década de 1980, “o crescimento econômico de São Paulo (e do Brasil) tornou-se, na média, medíocre e, com isso, o arrefecimento da dinâmica de acumulação inibiu também o crescimento periférico” (Cano, 1998, p. 314). Cano (2008) destaca, ainda, que a crise da década de 1980 permitiu a continuidade do processo de desconcentração pelo fato do estado de São Paulo ser mais afetado do que a periferia, ou seja, as quedas nas taxas de crescimento industrial foram maiores no estado de São Paulo em relação às quedas apresentadas pelos demais estados da federação.

Nos anos 1990, em virtude das transformações que levaram ao esgotamento do padrão de desenvolvimento adotado no Brasil desde os anos 1930, a problemática regional ficou ainda mais complexa. Pacheco (1998) considera que, no período 1980-1995, houve continuidade do processo de desconcentração industrial, mas a característica mais relevante do processo foi a configuração de maior heterogeneidade das estruturas produtivas regionais, com intensificação de algumas especializações regionais. O autor considera, ainda, que esse processo se deu, nos anos 1990, “mais sob a forma de uma flagrante fragmentação da economia nacional do que no crescimento solidário das regiões, com acréscimo de capacidade produtiva nos principais espaços produtivos econômicos da nação” (Pacheco, 1998, p. 226). Cano (2011) afirma que, no período de 1989 a 2002, teve continuidade do processo de desconcentração regional da atividade produtiva, sustentada pelos seguintes fatores: incentivo às exportações, principalmente de *commodities* agropecuárias, agroindustriais e minerais; guerra fiscal, marcada pelo intenso uso de incentivos fiscais por parte das unidades subnacionais de governo para atração de investimentos, notadamente, ligados à indústria de transformação; alguns investimentos de infraestrutura.

No início do século XXI, o Brasil passou por períodos de crescimento, impulsionados, sobretudo, pela inserção no comércio internacional como importante exportador de *commodities*, pelo fortalecimento do mercado interno (influenciado por políticas públicas de transferência de renda, valorização do salário mínimo, entre outras) e por obras de infraestruturas. Esses fatores tiveram rebatimentos diferenciados no território nacional, com continuidade do processo de desconcentração da indústria. A crise pela qual o país passou após esse período de crescimento parece não ter afetado significativamente o padrão de localização industrial.

No período 2003-2011, Cano (2011) destaca a continuidade do processo de desconcentração produtiva, tanto da agropecuária (ocupação dos cerrados e produção para exportação de *commo-*

dities), consolidação e expansão da indústria extrativa (Carajás, Rio de Janeiro, Espírito Santo), guerra fiscal e ampliação do mercado interno influenciando a desconcentração da indústria.

Com a utilização de um recorte baseado em mesorregiões, Saboia (2013) mostra que na primeira década dos anos 2000 houve continuidade da desconcentração industrial, com perdas relativas na indústria da Região Metropolitana de São Paulo e de outras regiões metropolitanas do Sul e Sudeste, com um deslocamento de produção industrial, principalmente, para o interior das Regiões Sul, Sudeste e Centro Oeste. O autor analisa um período de expansão para a economia brasileira e atribuiu a continuidade da desconcentração industrial e fortalecimento de aglomerações industriais em todas as regiões do país ao contexto de ampliação de consumo, investimento e exportações.

Segundo Brandão (2019), a partir de 2003, houve uma intensificação da desconcentração dos investimentos em atividades industriais produtoras de bens de consumo não duráveis, que são atividades menos intensivas em tecnologia, com baixa integração intersetorial. Esse processo de desconcentração foi influenciado, segundo o autor, pela ampliação e interiorização da renda urbana e rural, ao passo que, por outro lado, sua localização foi estimulada, também, por um conjunto de incentivos fiscais por meio de guerras fiscais, “custos salariais menores, maior flexibilidade trabalhista e ambiental e, em alguns casos, fácil acesso a fontes de recursos naturais abundantes e baratos” (Brandão, 2019, p. 265).

Outras tendências apresentadas em Brandão (2019) referem-se aos investimentos automobilísticos que, apesar de concentrados em municípios do Sul e Sudeste, também foram realizados, embora em menor número, nas Regiões Nordeste e Centro-Oeste. Também contribuíram para o processo de desconcentração recente os investimentos em siderurgia, petróleo (refinarias), extrativa mineral, indústria naval, além dos investimentos em infraestrutura, sendo que esses últimos foram direcionados para vários segmentos no período de 2007 a 2015.

Utilizando a metodologia das Áreas Industriais Relevantes (AIRs), Monteiro Neto *et al.* (2020) mostram que, mesmo diante de um processo de desindustrialização, com perda da importância da indústria de transformação no produto interno bruto (PIB) e queda de densidade produtiva, há continuidade de um processo de desconcentração industrial. Entretanto, a desconcentração é mais evidente em ramos de atividades pouco intensivos em tecnologia e conhecimento, com baixa produtividade e mais atrelados ao processamento de recursos naturais e intensivos em mão de obra.

Em um contexto de baixo crescimento do valor agregado na indústria, de maior crescimento da indústria ligada a recursos naturais e intensiva em mão de obra e queda de expressividade relativa da indústria mais intensiva em tecnologia e inovação, Monteiro Neto *et al.* (2020) afirmam que a desconcentração industrial tem continuidade, mas sem uma perspectiva de criação de elos de cadeias produtivas setoriais e regionais, como foi no período 1970-1991. Ademais, apesar da área poligonal originalmente definida por Diniz (1993) perder relevância no período de 2000 a 2015 e de haver surgimento de AIRs em várias regiões do país, as aglomerações industriais ainda estão bastante concentradas nas regiões Sudeste e Sul.

Diniz e Mendes (2021) mostram que, entre 2000 e 2018, surgiram 52 novas AIRs no Brasil, sendo que, até 2013, o surgimento de novas AIRs foi mais intenso e sustentado. No que se refere à distribuição regional dessas AIRs destaca-se: a) a continuidade da tendência de perda de importância relativa das metrópoles primazes na produção industrial (São Paulo e Rio de Janeiro), ao mesmo tempo em que há o adensamento das atividades industriais na região caracterizada por polígono industrial por Diniz (1993). Essa região concentra 31 das novas AIRs criadas entre 2000 e 2018 e concentra parte significativa das atividades de maior conteúdo tecnológico; b) o alargamento da área do polígono industrial em direção ao oeste dos estados de Santa Catarina, Paraná, São Paulo e Minas Gerais, primordialmente, por atividades ligadas à agroindústria; c) uma nova AIR no sudoeste do Mato Grosso do Sul e outra no Sudoeste do estado de Goiás, também caracterizadas pela expansão das atividades agroindustriais; d) uma AIR no sudeste de Goiás, marcada pela produção de produtos automotivos, equipamentos e insumos agrícolas.

Em suma, para Diniz e Mendes (2021), há um alargamento do antigo polígono, com os novos vértices sendo Belo Horizonte, Anápolis, Rio Verde, Campo Grande, Foz do Iguaçu, Santa Cruz do Sul, Porto Alegre, Florianópolis, Volta Redonda, Belo Horizonte. Segundo o autor, essa área compreende cerca de 75% da produção e do emprego industrial do país, além da concentração das atividades de maior conteúdo tecnológico e integração produtiva.

Embora tenha havido a consolidação dessa área industrial no centro-sul do país, por outro lado, na Região Nordeste, no período de 2000 a 2018, foram criadas onze AIRs, estimuladas por políticas de incentivos fiscais, por políticas de transferências de renda, por investimentos em infraestrutura física e social, expansão de universidades, além de políticas do governo federal de estímulo a montadoras, estaleiros, refinarias e petroquímica (Diniz; Mendes, 2021). A expansão das atividades exportadoras de grãos e de minério de ferro influenciou a ampliação de atividades industriais na Região Norte (principalmente no Pará), Região Centro-Oeste (notadamente Mato Grosso) e Região Sul.

Do ponto de vista macrorregional, Ribeiro *et al.* (2021) apresentam as seguintes tendências da indústria brasileira para o período 2002 a 2017: ramos industriais ligados a segmentos industriais mais sofisticados têm grande concentração nas Regiões Sul e Sudeste; as exportações de *commodities* primárias impactaram mais diretamente a Região Centro-Oeste, com a continuidade da expansão agropecuária; a região Nordeste apresentou crescimento de ramos ligados à produção de bens de consumo não duráveis, mas também houve ampliação dos investimentos em refino de petróleo até 2015. A região Norte foi bastante impactada pelas exportações de minério de ferro, particularmente o estado do Pará, ao passo que a produção industrial associada a ramos mais sofisticados está concentrada no Polo Industrial de Manaus, que sofreu impactos significativos da crise.

Ademais, Ribeiro *et al.* (2021) também identificam uma perda de participação da indústria de transformação no PIB em todas as macrorregiões brasileiras, juntamente com queda relativa de indústrias de alta e média intensidade tecnológica na estrutura produtiva industrial nacional. Os autores destacam, ainda, que, em 2014, 70% dos dispêndios em inovação realizados no Brasil correspondiam a empresas localizadas na Região Sudeste, apontando para a continuidade da concentração regional dos gastos em inovação.

Uma reestruturação produtiva com o objetivo de integrar o Brasil às mudanças técnico-científicas mundiais poderá ter impactos negativos regionalmente, segundo Diniz (2019), dado que as Regiões Sudeste e Sul concentram a maior parte da infraestrutura de ciência e tecnologia. Nesse sentido, o autor ressalta a necessidade de que as políticas industrial e de ciência e tecnologia tenham preocupação com a questão regional, intensificando “o esforço de pesquisa nas regiões menos desenvolvidas, mantendo e ampliando o sistema de ensino superior e de pesquisa recentemente implementado ou expandido como alavanca para a modernização produtiva e para o aproveitamento das potencialidades regionais” (Diniz, 2019, p. 254).

Percebe-se, portanto, que os processos mais gerais apresentados pela economia brasileira nas primeiras décadas do século XXI têm tido impactos diferenciados no território nacional. Apesar da continuidade da desconcentração regional, esse processo ainda é lento e não reverte um padrão de localização industrial no qual a indústria de maior valor agregado, com maior tendência inovadora e mais intensiva em tecnologia, apresenta-se significativamente concentrada nas Regiões Sul e Sudeste do Brasil.

Concomitantemente ao debate sobre a distribuição regional da indústria brasileira, tem se fortalecido a discussão sobre a sobrevivência das empresas e seus fatores determinantes, sendo a inovação e a região importantes dimensões da análise. Esse debate será desenvolvido na próxima subseção.

3.1 Sobrevivência das empresas brasileiras: algumas evidências

Os resultados encontrados em estudos internacionais mostram que há diferenças regionais que explicam a sobrevivência de empresas. Entretanto, não são conclusivos em relação aos efeitos positivos, seja das externalidades advindas das aglomerações setoriais de empresas, seja da diversificação de atividades produtivas. Os resultados divergem quando se considera, dentre outros

fatores, indústria ou serviços (Basile *et al.*, 2017), empresas operando em setores de baixa ou alta tecnologia (Renski, 2011; Ebert *et al.*, 2018), tipo de saída (por falência ou por fusão/aquisição).

Os resultados divergentes encontrados na literatura especializada indicam que a questão da sobrevivência empresarial é influenciada por uma multiplicidade de fatores, que são específicos aos países e seus ambientes institucionais, às diferentes regiões no interior dos países, aos setores de atividades nos quais as empresas operam, às características de âmbito microeconômico (como a inovação) e, por fim, aos perfis pessoais dos empresários (Cefis *et al.*, 2022).

São escassos os estudos que abordam a importância da dimensão regional para a análise da sobrevivência das empresas inovadoras e não inovadoras do Brasil.

Considerando o recorte nacional, Resende *et al.* (2016) investigam a sobrevivência de pequenas e médias empresas recém-criadas na indústria brasileira. Os autores tomam como ponto de partida as empresas recém-criadas em 1996 e as acompanham até o ano de 2005. Para a realização do estudo empírico utilizam-se de dados da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) e desenvolvem uma análise econométrica aplicando o modelo de risco proporcional de Cox.

Dado que o Brasil apresenta grandes disparidades no desenvolvimento industrial entre as regiões do país, os autores buscaram identificar se tais disparidades regionais importam para explicar a sobrevivência das empresas. Para isso, os autores utilizam em seu estudo econométrico de variáveis *dummies* para as cinco macrorregiões do Brasil (Norte, Nordeste, Centro-Oeste, Sudeste e Sul) e utilizam dessas mesmas *dummies* regionais interagindo com a participação do valor adicionado industrial.

As evidências encontradas apontam que o tamanho da empresa, o tamanho e o crescimento da indústria têm influência positiva na sobrevivência e escala mínima eficiente e pela escala subótima exercem influência negativa. Quanto às variáveis de região, observa-se que três das cinco *dummies* regionais, que interagiram com a participação do valor adicionado industrial, mantiveram coeficientes associados significativos, indicando que a disparidade no desenvolvimento da indústria manufatureira regional é importante. Deste modo, é possível afirmar que os resultados encontrados por Resende *et al.* (2016) apontam que as desigualdades regionais são responsáveis por uma fonte relevante de variação nas taxas de sobrevivência.

Em estudo mais recente, Botelho *et al.* (2022) discutem os determinantes da sobrevivência de empresas industriais brasileiras de pequeno porte no período de 1996 a 2016. Por meio de microdados da Pesquisa Industrial Anual-Empresa (PIA) e do Cadastro Geral de (CEMPRE), o estudo analisou a taxa de sobrevivência por porte, por região e por intensidade tecnológica das empresas. Como principais resultados destacam-se a maior taxa de sobrevivência de pequenas empresas classificadas como de média intensidade tecnológica e as instaladas na Região Nordeste do Brasil, que apresentaram taxas muito próximas às encontradas para a Região Sudeste.

Alguns estudos sobre o Brasil consideram o recorte estadual para analisar a sobrevivência das empresas industriais. Em estudo sobre o estado do Rio Grande do Sul, Céspedes *et al.* (2020) constroem funções de sobrevivência considerando local, atividade econômica e tamanho do estabelecimento. Os autores destacam que o porte da empresa é fator importante para explicar a sobrevivência, havendo correlação positiva entre longevidade e número de pessoas ocupadas. Evidenciam, para esse estudo de caso, que as empresas com mais anos de sobrevivência estão ligadas a atividades econômicas da indústria de transformação e atividades financeiras. O Noroeste do estado do Rio Grande do Sul é a mesorregião em que as empresas sobrevivem por mais tempo, tendo como prováveis fatores explicativos, segundo esses autores, a presença de aglomerações industriais, economias de escala, ser predominantemente industrial e com presença de indústria intensiva em capital.

Com o objetivo de investigar fatores que possam influenciar a sobrevivência de micro e pequenas empresas no estado do Ceará, Fontenelle (2009) utiliza como base de dados as empresas contribuintes do imposto sobre circulação de mercadorias e serviços (ICMS). O trabalho avaliou empiricamente a relação entre sobrevivência e um conjunto de variáveis, chegando às seguintes conclusões: empresas localizadas em municípios com PIB *per capita* acima da média tendem a

ter sobrevida no segundo ano e, depois disso, há uma convergência das curvas de sobrevivência; empresas localizadas em municípios com investimentos em educação acima da média tendem a ter maior sobrevivência; no que se refere a setores de atividades, empresas da indústria de transformação e indústria da construção civil tem maior sobrevivência; empresas do setor de comércio apresentam maior mortalidade na comparação setorial; a comparação entre Fortaleza e o interior mostra maior dificuldade para as Pequenas e Médias Empresas (PMEs) sobreviverem na capital.

A partir do recorte municipal, Ferreira *et al.* (2012) analisam em seu estudo os principais fatores associados com a mortalidade das micro e pequenas empresas da cidade de São Paulo, que encerraram suas atividades. O estudo empírico baseou-se nos dados de 2.007 micro e pequenas empresas que foram criadas entre 2003 e 2005 e extintas em 2005. Para análise quantitativa da amostra, foram utilizadas técnicas de análise multivariada. Os resultados encontrados pelo estudo evidenciam que os principais fatores associados com a mortalidade precoce das micro e pequenas empresas da cidade de São Paulo são: ausência de planejamento ou plano de negócios; falta de inovação, dificuldade na conquista e manutenção dos clientes; concorrência acirrada, baixo grau de escolaridade do empreendedor; e limitada capacidade gerencial.

Em relação aos estudos analisados para o Brasil, verifica-se que diferenças em termos de dinâmica da atividade econômica, de portes das empresas, de setores de atividades, de localização geográfica e de características pessoais dos empresários são fatores determinantes na explicação da sobrevivência empresarial, confirmando a multiplicidade de fatores encontrados na literatura internacional e sistematizados na abrangente revisão realizada por Cefis *et al.* (2022).

À luz do debate apresentado e das características da dinâmica industrial regional brasileira, a seção 5 deste artigo apresenta, para as grandes regiões do país, indicadores de inovação para as empresas industriais e a análise da sobrevivência das empresas inovadoras e não inovadoras. Antes, porém, apresenta-se brevemente a metodologia do estudo (seção 4).

4 METODOLOGIA

Os dados que compõem este artigo foram obtidos mediante tabulação especial obtida junto ao Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE, 2021), a partir de um cruzamento das bases da Pesquisa de Inovação (PINTEC) e do Cadastro Geral de Empresas (CEMPRE). O objetivo principal foi obter um conjunto de dados que permitisse comparar a performance, em termos de sobrevivência, de empresas inovadoras e não inovadoras, considerando o recorte regional. Como é conhecido, às empresas que respondem não ter inovado no questionário da PINTEC não é solicitado o mesmo conjunto de informações que àquelas que se declaram inovadoras. Com isso, pouco se sabe sobre esse universo empresarial que, na média das edições da PINTEC, e considerando a amostra total, corresponde a cerca de dois terços do total.

Considerando esse objetivo principal, foram cruzadas as duas bases de dados, abrangendo as empresas industriais presentes em todas as edições da PINTEC (2000, 2003, 2005, 2008, 2011 e 2014), exceto a de 2017, para as quais são identificadas as taxas de sobrevivência para os períodos subsequentes, 2005, 2010, 2015 e 2018. Com esse procedimento metodológico, obteve-se um intervalo de sobrevivência de 18 anos para as empresas que participaram da primeira edição da PINTEC.

Embora se tenha uma edição da PINTEC mais recente, a de 2017, não foi possível utilizá-la neste estudo. A partir de 2019, houve uma mudança metodológica no CEMPRE, relacionada aos critérios de seleção de unidades ativas, o que impede o uso desse cadastro para a análise de sobrevivência após o ano de 2018³. Por isso, utilizaram-se as primeiras seis edições da PINTEC para analisar a sobrevivência até o ano de 2018, o maior intervalo possível.

3 Para maiores detalhes ver <https://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/livros/liv101832.pdf>. Acesso em: 10 jul. 2023.

Após o cruzamento das bases de dados da PINTEC e do CEMPRE, a amostra de empresas industriais inovadoras e não inovadoras, que corresponde ao estrato certo da pesquisa, utilizada no presente estudo, pode ser visualizada na Tabela 1.

Tabela 1 – Número de empresas (inovadoras e não inovadoras) da amostra – PINTEC 2000, 2003, 2005, 2008, 2011 e 2014

EMPRESAS	PINTEC 2000	PINTEC 2003	PINTEC 2005	PINTEC 2008	PINTEC 2011	PINTEC 2014
Inovadoras	4.958	4.522	6.055	6.563	5.813	5.876
Não Inovadoras	5.276	6.049	6.180	7.648	6.836	5.846
Total	10.234	10.571	12.235	14.211	12.649	11.722

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do IBGE (2021).

Essa base de dados foi desagregada para o presente trabalho, considerando as cinco grandes regiões brasileiras, e seus resultados principais serão apresentados na seção 5. Destaca-se que o nível de desagregação por grandes regiões é o mais adequado para o cruzamento das bases de dados usadas neste trabalho. Como as atividades inovativas se concentram em empresas localizadas nas Regiões Sul e Sudeste do país, como se verá a seguir, o recorte por estados gera um número muito pequeno de observações, que inviabiliza o alcance do objetivo do trabalho. Na próxima subseção, são apresentados dados gerais e construídos indicadores a partir das várias edições da PINTEC, a fim de traçar um panorama sobre o comportamento inovador das empresas brasileiras, considerando o recorte por regiões geográficas.

4.1 Atividades inovativas das empresas industriais segundo as regiões geográficas brasileiras

Com base em dados apresentados nas edições da PINTEC de 2000, 2003, 2005, 2008, 2011 e 2014, foram selecionados três indicadores de esforço inovativo (Gastos com Atividades Inovativas (GAI), Apoio do Governo e Cooperação) e um indicador de resultado inovativo (Taxa de Inovação). Esses indicadores fornecem um panorama de como se diferencia a atividade inovativa nas grandes regiões brasileiras, o que permite complementar a análise das desigualdades regionais elaborada na seção anterior com os dados da série histórica da PINTEC.

Pela Tabela 2, é possível verificar uma discreta mudança na distribuição dos gastos com atividades inovativas das empresas inovadoras entre as diferentes regiões do Brasil no período de 2000 a 2014. Na análise do referido período, verifica-se que houve uma perda de participação das Regiões Sul e Sudeste no total dos GAI do país, mas ainda são regiões que lideram esse tipo de esforço inovativo, o que foi constatado também por Ribeiro *et al.* (2021).

Tabela 2 – Gastos com Atividades Inovativas (% participação da Região no total do Brasil) – PINTEC 2000, 2003, 2005, 2008, 2011 e 2014

Grandes Regiões	PINTEC 2000	PINTEC 2003	PINTEC 2005	PINTEC 2008	PINTEC 2011	PINTEC 2014
Norte	3,99	4,67	4,87	4,08	4,43	3,78
Nordeste	4,43	7,15	4,09	4,76	4,23	7,95
Sudeste	71,66	68,27	75,16	73,23	70,32	68,98
Sul	18,57	18,53	14,16	14,51	16,29	16,25
Centro-Oeste	1,35	1,39	1,72	3,42	4,72	3,04

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do IBGE (2021).

Ao se comparar os dados da PINTEC 2014 com os dados da PINTEC 2011, é possível verificar que a participação dos GAI se reduz como percentual do GAI total do país em quatro das cinco regiões (Norte, Sudeste, Sul e Centro-Oeste). Apenas a Região Nordeste apresentou um aumento de 4,23% para 7,95%, o que significa um aumento importante da participação dos GAI das empresas da Região Nordeste no total dos Gastos com atividades inovativas do país. Entretanto, as regiões Sul e Sudeste ainda se posicionam como protagonistas desse indicador do esforço inovativo, com participação de 16,25% e 68,98%, respectivamente.

Outro importante indicador de esforço inovador diz respeito às estratégias de cooperação para inovação, considerando todos os tipos de parceiros. Pela Tabela 3, ao se analisar o comportamento das empresas inovadoras no Brasil, observa-se um aumento nas atividades de cooperação para inovação, no período de 2000 a 2014, passando de 11% para 14,3%. Considerando esse mesmo período, verifica-se que houve aumento na adoção das estratégias de cooperação em todas as regiões brasileiras.

Tabela 3 – Cooperação para Inovação (%) – PINTEC 2000, 2003, 2005, 2008, 2011 e 2014

Brasil: Grandes Regiões	PINTEC 2000	PINTEC 2003	PINTEC 2005	PINTEC 2008	PINTEC 2011	PINTEC 2014
Brasil	11,0	3,8	7,2	10,1	15,9	14,3
Norte	9,6	1,8	8,9	9,3	37,5	9,9
Nordeste	7,7	1,7	4,6	6,5	12,1	8,6
Sudeste	11,1	3,7	7,9	10,9	15,8	15,4
Sul	12,5	5,3	7,5	10,5	15,9	15,6
Centro-Oeste	8,7	0,5	2,7	7,3	14,5	13,2

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do IBGE (2021).

Ao se analisar o comportamento desse indicador nas duas últimas edições da PINTEC (2011 e 2014), pode-se constatar que houve uma redução generalizada no percentual de empresas inovadoras que utilizam as estratégias de cooperação para inovar. Ou seja, ainda que na edição de 2014, o percentual de empresas que cooperam seja maior que na edição da PINTEC 2000, esse percentual é menor em relação à PINTEC 2011. De acordo com a PINTEC 2014, as regiões Sudeste e Sul (15,4% e 15,6%) concentram um maior percentual de empresas inovadoras que realizam cooperação.

O indicador de apoio do governo indica o percentual de empresas inovadoras que obtiveram apoio público para realizar atividades de inovação. Pela Tabela 4, é possível observar que, no período de 2000 a 2014, houve um aumento expressivo do percentual de empresas beneficiadas com apoio público para inovar: de 16,9% das empresas inovadoras em 2000 para 40,4% das empresas inovadoras em 2014.

Tabela 4 – Apoio do Governo (%) – PINTEC 2000, 2003, 2005, 2008, 2011 e 2014

Brasil: Grandes Regiões	PINTEC 2000	PINTEC 2003	PINTEC 2005	PINTEC 2008	PINTEC 2011	PINTEC 2014
Brasil	16,9	18,7	19,15	22,8	34,6	40,4
Norte	17,1	22,8	22,94	30,8	57,6	27,6
Nordeste	18,9	21,8	20,17	16,8	25,9	43,3
Sudeste	14,4	16,5	17,65	22,4	34,7	37,5
Sul	21,1	20,6	20,64	24,5	36,6	45,6
Centro-Oeste	17,5	21,8	21,96	23,2	31,0	37,5

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do IBGE (2021).

Esse aumento representativo também é observado em todas as regiões brasileiras. Um importante destaque se dá no apoio às empresas sediadas na região Nordeste, dado que na PINTEC 2000 apenas 17,1% das empresas inovadoras eram beneficiadas e na PINTEC 2014 este percentual alcançou 43,3% das empresas inovadoras apoiadas com recursos públicos para inovar. Acredita-se que a participação elevada de empresas com apoio do governo na região Nordeste pode estar em alguma medida relacionada à presença do Banco do Nordeste (BNB), com políticas dirigidas ao setor industrial e ao desenvolvimento tecnológico dessa região.

A partir da PINTEC 2014, é possível notar também que a Região Sul concentra o maior percentual de empresas beneficiadas por programas públicos de apoio à inovação (45,6%).

Por fim, a Tabela 5 apresenta um importante indicador de resultado denominado taxa de inovação. Esse indicador é calculado pela relação entre o percentual de empresas inovadoras sobre o total de empresas da amostra. Os dados mostram que a taxa de inovação no Brasil saltou de 31,5% para 36,4% no período 2000-2014, com destaque para o ano de 2008 em que esse percentual alcançou seu pico de 38,1%.

Tabela 5 – Taxa de Inovação (%) – PINTEC 2000, 2003, 2005, 2008, 2011 e 2014

Brasil: Grandes Regiões	PINTEC 2000	PINTEC 2003	PINTEC 2005	PINTEC 2008	PINTEC 2011	PINTEC 2014
Brasil	31,5	33,3	33,4	38,1	35,6	36,4
Norte	29,9	34,9	32,3	35,8	33,2	43,4
Nordeste	31,2	32,4	32,0	33,8	36,3	37,1
Sudeste	30,5	31,4	32,0	37,2	34,4	33,7
Sul	34,3	37,7	37,3	41,6	36,9	41,1
Centro-Oeste	30,7	31,7	30,8	39,9	39,4	33,1

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do IBGE (2021).

Ao se verificar o comportamento desse indicador pelas regiões brasileiras, verifica-se que o percentual de empresas inovadoras também aumentou de maneira sistemática. Entretanto, em algumas regiões, esse crescimento foi mais reduzido (a Região Sudeste cresceu 3,2% e a Centro-Oeste cresceu 2,4%). Em outras, o crescimento foi mais expressivo (a Região Norte cresceu 13,4% e a Sul cresceu 6,8%). De acordo com a PINTEC 2014, as Regiões Norte e Sul concentram as maiores taxas de inovação, 43,4% e 41,1%, respectivamente. Acredita-se que a representativa taxa de inovação da região Norte esteja, em grande medida, relacionada à existência do polo industrial da Zona Franca de Manaus e da concentração de atividades industriais no setor de eletrônica, considerado de alta intensidade tecnológica.

Em síntese, tanto por meio dos indicadores de esforço inovativo apresentados nas Tabelas 2, 3 e 4 quanto pelo indicador de resultado (Tabela 5), é possível verificar um comportamento das empresas brasileiras, considerando o agregado nacional (dados de Brasil), qual seja: manutenção do protagonismo das Regiões Sul e Sudeste no gasto com atividades inovativas no país, aumento do apoio público, aumento das atividades de cooperação para inovar e aumento da taxa de inovação.

Entretanto, ao desagregar os dados nas diferentes regiões brasileiras, verifica-se a presença de uma grande heterogeneidade nos indicadores, o que justifica esse recorte analítico. Quanto aos indicadores de esforço inovativo, verifica-se, pelos dados da PINTEC 2014, que: a) as empresas da Região Nordeste são as que mais ampliaram a participação dos GAI no total dos GAI do país; b) as empresas das Regiões Sul e Sudeste são as que mais cooperam para inovar; c) as empresas do Sul e do Nordeste são as que mais foram apoiadas pelos programas públicos de apoio à inovação. Por fim, no que tange ao indicador de resultado, a taxa de inovação cresce de maneira desigual entre as regiões brasileiras, destacando-se na PINTEC 2014 as Regiões Norte e Sul do país (43,4% e 41,1%, respectivamente).

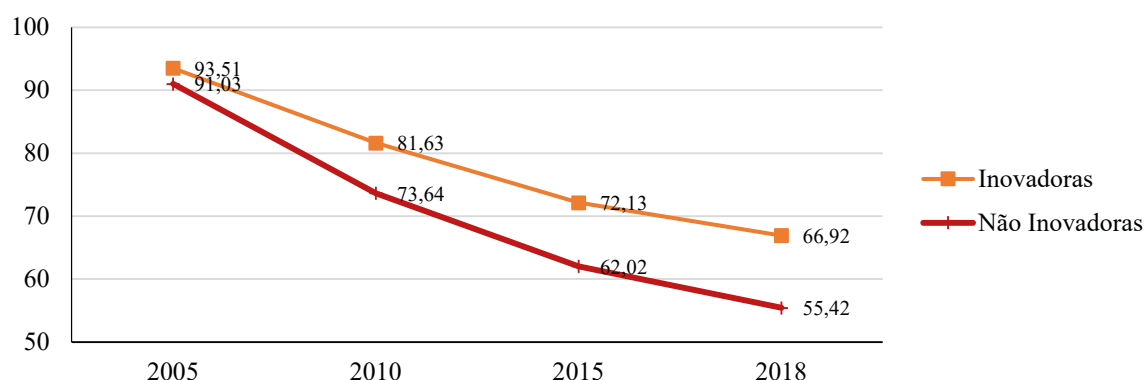
Deste modo, feita a caracterização do comportamento inovador das empresas brasileiras por regiões geográficas, a próxima seção apresentará como as empresas inovadoras e não inovadoras sobrevivem no mercado, considerando-se o indicador de sobrevivência desagregado para as grandes regiões brasileiras.

5 SOBREVIVÊNCIA ENTRE EMPRESAS INOVADORAS E NÃO INOVADORAS SEGUNDO AS GRANDES REGIÕES GEOGRÁFICAS BRASILEIRAS

O objetivo desta seção é apresentar o cenário de sobrevivência das empresas industriais inovadoras e não inovadoras no Brasil com base nas informações das edições da PINTEC de 2000, 2003, 2005, 2008, 2011 e 2014 que foram cruzadas com os dados do CEMPRE em anos selecionados, a saber, 2005, 2010, 2015 e 2018.

Primeiramente, para se ter uma visão geral, são apresentados os dados da taxa de sobrevivência das empresas inovadoras e não inovadoras no Brasil que participaram da primeira edição da PINTEC, no ano 2000, e que estavam ativas em 2018, segundo dados do CEMPRE. O Gráfico 1 mostra o percentual de empresas ativas nos anos subsequentes à sua participação na pesquisa de inovação.

Gráfico 1 – Taxa de sobrevivência das empresas inovadoras e não inovadoras – PINTEC 2000, 2003, 2005, 2008, 2011 e 2014 (em %)



Fonte: Elaboração própria com base nos dados de IBGE (2021).

Conforme esperado, há uma curva decrescente de sobrevivência para ambos os grupos de empresas, inovadoras e não inovadoras. Todavia, pode-se notar que a curva de sobrevivência das firmas inovadoras é superior à curva das não inovadoras ao longo do período analisado, significando que as empresas que não realizaram inovação apresentaram um percentual de encerramento de suas atividades maior do que as empresas que realizaram algum tipo de inovação.

Dentre as empresas classificadas como inovadoras na primeira edição da PINTEC (2000), a sobrevivência em 2018 varia entre 60 e 70% das empresas, aproximadamente. Entre as não inovadoras, as sobreviventes estão entre 44 e 56% do total. Portanto, pode-se inferir que há uma estreita relação entre sobrevivência e inovação⁴.

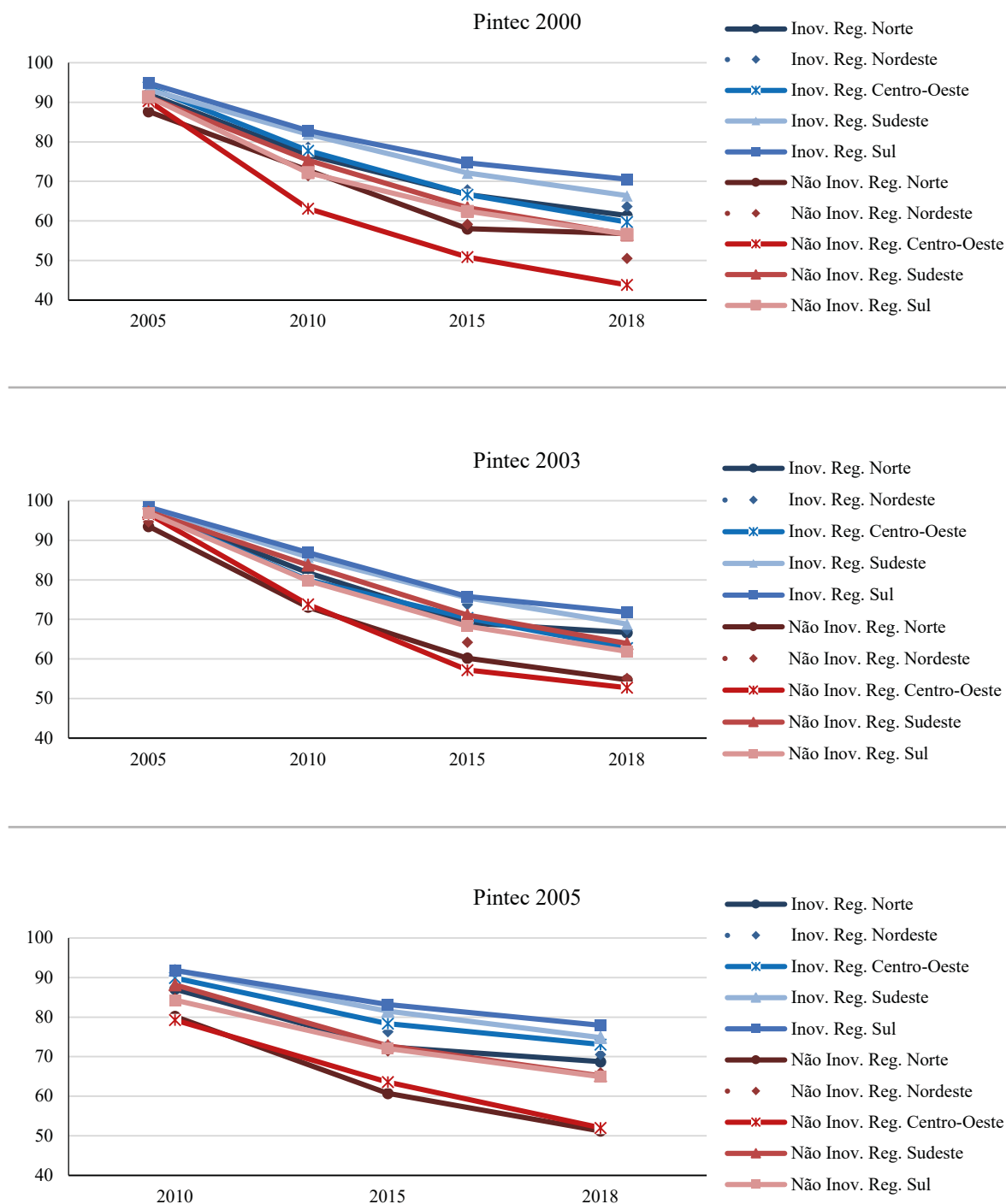
Os dados dispostos na Figura 1 e na Tabela A1, do Apêndice, trazem um conjunto importante de informações acerca das taxas de sobrevivência, desagregadas para as cinco grandes regiões brasileiras.

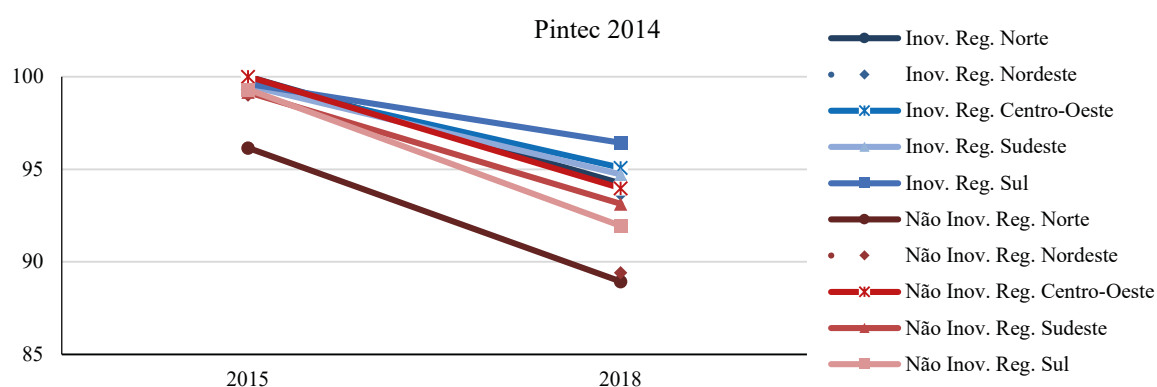
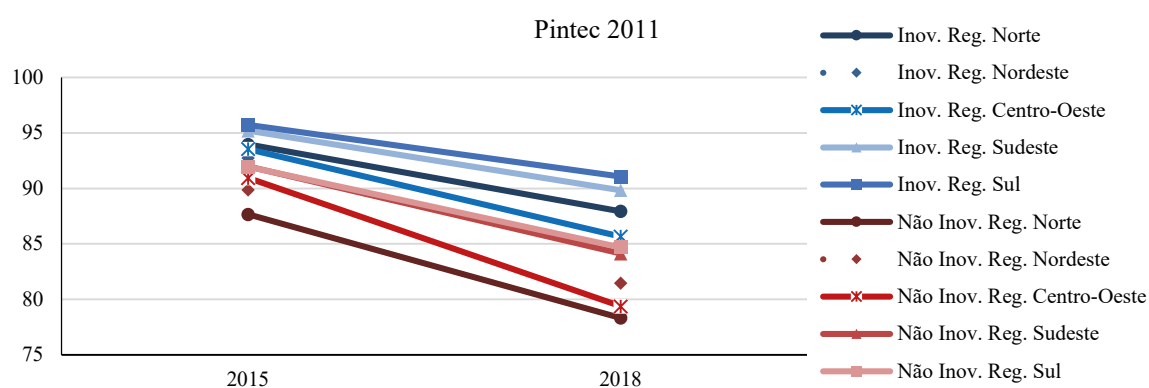
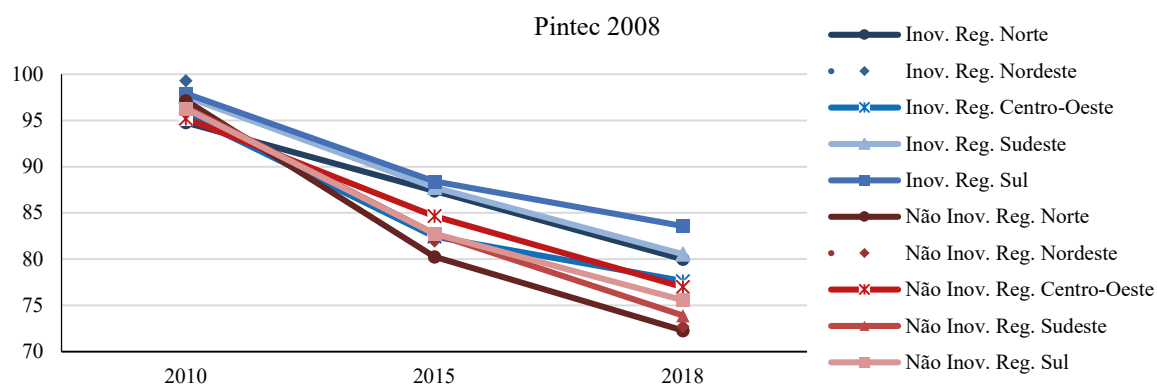
Com os dados desagregados por região, verifica-se que o mesmo comportamento se apresenta. Em todas as regiões brasileiras, ao longo do período de análise, as taxas de sobrevivência foram

4 De acordo com a PINTEC, uma empresa é classificada como inovadora se implementou produtos e processos tecnologicamente novos ou fez melhorias tecnológicas substanciais em produtos e processos. Caso contrário, a empresa é não inovadora. Parte da literatura internacional aqui referenciada usa gastos em P&D como *proxy* para inovação, como Perez e Castillejo (2008).

maiores para empresas inovadoras vis-à-vis as não inovadoras (com uma única exceção da região Centro-Oeste no ano de 2014). Este resultado mostra que os efeitos da inovação sobre a sobrevivência empresarial se estabelecem em todas as regiões brasileiras, o que denota a sua importância como estratégia das empresas.

Figura 1 – Taxa de sobrevivência das empresas inovadoras e não inovadoras, por região –PINTEC 2000, 2003, 2005, 2008, 2011 e 2014





Fonte: Elaboração própria com base nos dados do IBGE (2021).

Outro resultado geral importante é o de que as taxas de sobrevivência se diferenciam segundo as regiões brasileiras. Essas taxas são maiores para as regiões Sul e Sudeste em todos os anos pesquisados. Considerando os dados da PINTEC (2000), em 2018, a taxa de sobrevivência das empresas inovadoras mais elevada foi a da Região Sul, de 70,5%, enquanto a mais baixa foi verificada para a Região Centro-Oeste, de 59,7%. Para as empresas não inovadoras, a região Centro-Oeste segue apresentando a taxa mais baixa (43,9%), mas as taxas mais elevadas são encontradas nas Regiões Sul, Sudeste e Norte, com valores muito próximos, em torno de 56,5%.

Considerando-se o período como um todo, é possível verificar que as empresas inovadoras participantes da PINTEC (2000) apresentam taxas mais próximas de sobrevivência nas diferentes

regiões quando se analisam os dados de 2005 – as taxas variam de 91,80% na Região Nordeste para 94,87% na Região Sul. Já no último ano de análise (2018), chega-se a uma diferença substancialmente mais elevada, dado que na região Sul 70,57% das empresas inovadoras mantiveram-se ativas enquanto na região Centro-Oeste esse percentual alcançou somente 59,72%. A mesma trajetória ocorre para as empresas não inovadoras – em 2005 as sobreviventes na Região Norte eram 87,65% e na Região Sul, 91,41%. Em 2018, o pior resultado foi alcançado novamente pela Região Centro-Oeste, onde apenas 43,86% das empresas estavam ativas, enquanto na Sul esse percentual foi de 56,64%.

Por fim, vale destacar que a maior curva de sobrevivência foi registrada para as empresas inovadoras da Região Sul em todas as edições da PINTEC e anos analisados. Essa região foi a que apresentou a maior taxa de cooperação para a inovação, o maior percentual de empresas beneficiadas pelo apoio do governo e a segunda maior taxa de inovação entre as regiões brasileiras, conforme dados da PINTEC 2014, analisados na seção 4.

Verifica-se, portanto, que as diferenças nas taxas de sobrevivência, tanto para inovadoras quanto para não inovadoras, diferenciam-se entre as regiões, sendo as regiões Sul e Sudeste as que apresentam, no geral, os melhores indicadores de inovação, segundo os dados gerais da PINTEC, e as maiores taxas de sobrevivência. Portanto, os dados aqui analisados corroboram e complementam os de outros estudos que mostram a permanência de alta concentração de setores industriais mais complexos e de maior dinamismo econômico nas Regiões Sul e Sudeste (Brandão, 2019; Diniz; Mendes, 2021).

O destaque, representado pelos novos dados apresentados neste artigo, é que mesmo considerando-se o grupo das empresas inovadoras, há importantes diferenças nas taxas de sobrevivência entre as grandes regiões brasileiras. Tais diferenças estão em linha com trabalhos realizados para outros países que mostram a importância da diversificação de atividades produtivas e da densidade do tecido institucional que acompanha o processo de diversificação na explicação das taxas de sobrevivência das empresas (Basile *et al.*, 2017; Ebert *et al.*, 2018).

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho teve como objetivo analisar a sobrevivência de empresas inovadoras e não inovadoras no Brasil a partir de um recorte por regiões geográficas. O trabalho se valeu de um conjunto de dados inédito que contribui para o entendimento das profundas desigualdades regionais brasileiras pela ótica da inovação. Trabalhos anteriores mostraram a grande concentração de atividades industriais mais dinâmicas no Centro-Sul do país. A partir de dados gerais da série histórica da PINTEC e de dados obtidos a partir de um cruzamento dos dados da PINTEC e do CEMPRE, objetivou-se contribuir para a temática das desigualdades regionais brasileiras pela ótica da inovação e de sua relação com a sobrevivência de empresas.

No que se refere ao comportamento inovador das empresas brasileiras, desagregadas por regiões geográficas, é possível verificar a presença de uma grande heterogeneidade nos indicadores analisados. Quanto aos indicadores de esforço inovativo, verifica-se que as empresas da Região Nordeste são as que mais ampliaram entre 2011 e 2014 a participação dos GAI no total dos gastos do país, mantendo-se ainda a liderança das Regiões Sul e Sudeste; as empresas das Regiões Sul e Sudeste são as que mais cooperam para inovar; e as empresas do Sul e as do Nordeste são as que mais foram apoiadas pelos programas públicos de apoio à inovação. Ao se analisar a taxa de inovação (indicador de resultado inovativo), identifica-se também grande discrepância entre as regiões geográficas, uma vez que a taxa de inovação cresceu no período 2000-2014 de maneira desigual entre as regiões brasileiras.

A heterogeneidade entre as regiões verificada a partir dos dados gerais da PINTEC foi complementada com os dados da relação entre inovação e sobrevivência, dividindo as empresas entre ino-

vadoras e não inovadoras. Ao tempo em que se encontrou uma maior taxa de sobrevivência para as empresas inovadoras em todas as regiões, como esperado, verificou-se que as taxas diferem marcadamente entre as regiões. Em todos os anos analisados, as taxas de sobrevivência das empresas inovadoras e não inovadoras, com pequenas exceções, foram maiores nas Regiões Sul e Sudeste, além de terem se ampliado ao longo do período de análise. Deve-se ressaltar que a desagregação por grandes regiões traz limitações à análise aqui realizada. As grandes desigualdades regionais brasileiras, notadamente no que se refere à produção industrial, além de se apresentarem entre as regiões, são importantes também intrarregiões. Saboia (2013), Monteiro Neto *et al.* (2020), Diniz e Mendes (2021), entre outros, fazem análises mais desagregadas e identificam que, além da concentração industrial ser maior nas Regiões Sul e Sudeste, há grande tendência de concentração em áreas específicas dentro dessas regiões, além da existência de importantes aglomerações industriais fora dessas duas grandes regiões. Assim, é possível que as taxas de sobrevivência se diferenciem também dentro das grandes regiões.

A despeito dessa limitação, entende-se que o conjunto de dados apresentados neste trabalho contribui para a análise das desigualdades regionais brasileiras e, assim, para as políticas públicas. As maiores taxas de sobrevivência para empresas inovadoras, a concentração dos dispêndios em inovação na Região Sudeste (Ribeiro *et al.*, 2021) e a tendência de maior localização de empresas de maior conteúdo tecnológico e complexidade também no Sudeste (Diniz e Mendes, 2021; Monteiro Neto *et al.*, 2020; Brandão, 2019) são fatores importantes a serem considerados na formulação das políticas públicas que tenham como objetivo a redução das desigualdades regionais. O enfrentamento dos problemas regionais requer que as políticas industriais considerem as especificidades territoriais e setoriais, de estruturas produtivas e de capacidade inovativa das empresas. Os instrumentos ligados a crédito, qualificação de mão de obra, incentivos à inovação, estímulos a encadeamentos setoriais e arranjos produtivos, entre outros, devem ser desenhados com o objetivo de estímulo simultâneo à indústria e à amenização das desigualdades regionais de produção, geração de renda e emprego. Ademais, tais políticas devem ser perenes e não descontinuadas como ocorreu tanto com aquelas voltadas ao estímulo à inovação como com as políticas de desenvolvimento regional nos últimos anos.

De um lado, o apoio governamental às atividades inovativas se justifica pelo efeito que apresentam para a sobrevivência empresarial, o que foi verificado para todas as regiões brasileiras. De outro lado, as diferenças regionais nas taxas de sobrevivência justificam o desenho de políticas industriais e de inovação que levem em conta a necessidade de diversificar as estruturas produtivas das regiões mais atrasadas, com atividades econômicas de maior conteúdo tecnológico, como já mostraram, com outros focos e metodologias, importantes trabalhos, como os de Diniz (1993), Diniz e Mendes (2021) e Cano (2008; 2011).

Dessa forma, o fortalecimento do sistema nacional de inovação se faz necessário, com intensificação de estímulos à inovação voltados para empresas que estão fora do eixo Sul/Sudeste ou em aglomerações industriais menos densas dentro desse eixo. Nesse sentido, os resultados apresentados neste artigo reforçam a necessidade de investimentos em pesquisa nas regiões menos desenvolvidas, com ampliação do sistema de ensino superior e de pesquisa articulado à produção e às potencialidades regionais como apontado por Diniz (2019). A articulação da política industrial com foco na inovação com a política de desenvolvimento regional consiste em importante estratégia para redução das heterogeneidades regionais e para a ampliação da sobrevivência de empresas localizadas em regiões menos dinâmicas. Outro aspecto importante que as políticas industriais regionalizadas devem considerar é o porte das empresas, com ações voltadas para a sobrevivência de micro e pequenas empresas.

REFERÊNCIAS

- BASILE, R.; PITTIGLIO, R.; REGANATI, F. Do agglomeration externalities affect firm survival? **Regional Studies**, v. 51, n. 4, p. 548–562, 2017. DOI: <http://dx.doi.org/10.1080/00343404.2015.1114175>.
- BEDÊ, M. A. (Coord.). **Sobrevivência das empresas no Brasil**. Brasília: SEBRAE, 2016. Disponível em: <https://www.sebrae.com.br/Sebrae/Portal%20Sebrae/Anexos/sobrevivencia-das-empresas-no-brasil-102016.pdf>. Acesso em: 14 jan. 2022.
- BOTELHO, M. R. A.; SOUSA, G. F.; CARRIJO, M. C.; FERREIRA, J. B.; CERICATTO DA SILVA, A. Survival determinants for Brazilian companies, 1996 to 2016. **Journal of Industrial and Economic Business**, v. 49, p. 1-34, 2022. Disponível em: <https://doi.org/10.1007/s40812-022-00217-1>.
- BRANDÃO, C. A. Mudanças produtivas e econômicas e reconfiguração territorial no Brasil no início do Século XXI. **Revista Brasileira Estudos Urbanos e Regionais**, v. 21, n. 2, p. 258-279, 2019. DOI: <https://doi.org/10.22296/2317-1529.2019v21n2p258>.
- _____. Processo de Industrialização e disparidades inter-regionais no Brasil: a necessidade de diálogo entre as políticas industriais e as políticas regionais. In: DE TONI, J. (Org.). **Dez anos de Política Industrial: balanço e perspectivas**. Brasília: ABDI, 2015, p. 93-110.
- BUDELMEYER, H.; JENSEN, P.H.; WEBSTER, E. Innovation and the determinants of company survival. **Oxford Economic Papers**, v. 62, n. 2, p. 261-285, 2010. DOI: <https://doi.org/10.1093/oep/gpp012>.
- CANO, W. **Desconcentração produtiva regional no Brasil, 1970-2005**. São Paulo: Editora UNESP, 2008.
- _____. **Desequilíbrios regionais e concentração industrial no Brasil, 1930-1995**. Campinas: UNICAMP/IE, 1998.
- _____. Novas determinações sobre as questões regional e urbana após 1980. **Revista Brasileira de Estudos Urbanos e Regionais**, v. 13, n. 2, p. 27, 2011. Disponível em: <https://doi.org/10.22296/2317-1529.2011v13n2p27>.
- CEFIS, E.; BETTINELLI, C.; COAD, A.; MARSILI, O. Understanding firm exit: a systematic literature review. **Small Business Economics**, v. 59, p. 423-446, 2022. Disponível em: <https://doi.org/10.1007/s11187-021-00480-x>.
- CEFIS, E.; MARSILI, O. Survivor: The role of innovation in firms' survival. **Research Policy**, n. 35, p. 626-41, 2006.
- CÉSPEDES, C. H. R.; FOCHEZATTO, A.; VELOSO, L. J. Análise de sobrevivência de empresas: um estudo longitudinal da coorte de 2007 no Rio Grande do Sul. **Geosul**, v. 35, n. 76, p. 557-579, set./dez. 2020. DOI: <http://doi.org/10.5007/2177-5230.2020v35n76p557>.
- CIMOLI, M.; DOSI, G.; NELSON, R.; STIGLITZ, J. Industrial Policy and Development: The Political Economy of Capabilities Accumulation. Oxford and New York: Oxford University Press. **Revista Brasileira de Inovação**, Rio de Janeiro, n. 6, v. 1, 2009.
- DINIZ, C. C. Desenvolvimento poligonal no Brasil: nem desconcentração nem continua polarização, **Nova Economia**, v. 3, n. 1, 1993.

_____. A nova configuração urbano-industrial no Brasil. In: KON, A. (org.). **Unidade e fragmentação: a questão regional no Brasil**. São Paulo: Perspectiva, 2002.

_____. Corrida científica e tecnológica e reestruturação produtiva: impactos geoeconômicos e geopolíticos. **Revista Brasileira Estudos Urbanos e Regionais**, v. 21, n. 2, p. 241-257. São Paulo, 2019. DOI: <https://doi.org/10.22296/2317-1529.2019v21n2p241>.

DINIZ, C. C.; MENDES, P. S. Tendências regionais da indústria no século XXI. **Texto para Discussão IPEA**, n. 2640. Brasília: IPEA, 2021.

EBERT, T.; BRENNER, T.; BRIXY, U. New firm survival: the interdependence between regional externalities and innovativeness. **Small Business Economics**, n. 53, p. 287–309, 2018. DOI: <https://doi.org/10.1007/s11187-018-0026-4>.

EDLER, J.; FAGERBERG, J. Innovation policy: what, why, and how. **Oxford Review of Economic Policy**, n. 33, v. 1, 2017.

FERREIRA, L. F. F.; OLIVA, F. L., SANTOS, S. A.; GRISI, C. C. H.; LIMA, A. C. Análise quantitativa sobre a mortalidade precoce de micro e pequenas empresas da cidade de São Paulo. **Gestão da Produção**. São Carlos, v. 19, n. 4, p. 811-823, 2012.

FONTENELLE, O. F. Uma investigação dos fatores econômicos que influenciam na sobrevivência de micro e pequenas empresas do estado do Ceará no período de 2002 a 2006. **Dissertação** (Mestrado em Economia). Fortaleza: UFC, 2009.

FMI - FUNDO MONETÁRIO INTERNACIONAL. **Industrial policy is back but the bar to get it right is high, 2024**. Disponível em: <https://www.imf.org/en/Blogs/Articles/2024/04/12/industrial-policy-is-back-but-the-bar-to-get-it-right-is-high>. Acesso em: 15 set. 2024.

IBGE - INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. Base de dados da PINTEC e Base de dados do Cadastro Central de Empresas (CEMPRE). [tabulação especial]. 2021. Disponibilizada por e-mail em 2021.

LUNDVALL, B. Å.; BORRÁS, S. Science, Technology and Innovation policy. **The Oxford Handbook of Innovation**. 2005

LAPLANE, M.; LAPLANE, A. Planes industriales y los desafíos del desarrollo sostenible en Brasil. In: CIMOLI, M; CASTLLO, M. (eds) **Políticas industriales y tecnológicas en América Latina**, 2017, p. 133-174.

MCTI - MINISTÉRIO DA CIÊNCIA, TECNOLOGIA E INOVAÇÃO. **Estratégia Nacional de Ciência, Tecnologia e Inovação 2012-2015**. Brasília, 2012.

MIRRA, E.; SALERNO, M. S. ABDI: a que veio, a que ficou. In: DE TONI, J. (Org.). **Dez anos de Política Industrial: balanço e perspectivas** (Orgs.). Brasília: **ABDI**, 2015, p. 113-130.

MONTEIRO NETO, A.; SILVA, R. O.; SEVERIAN, D. Região e indústria no Brasil: ainda a continuidade da “desconcentração concentrada”? **Economia e Sociedade, Campinas**, v. 29, n. 2, p. 581-607, 2020. DOI: <http://dx.doi.org/10.1590/1982-3533.2020v29n2art09>.

NASSIF, A.; CASTILHO, M. Trade patterns in a globalised world: Brazil as a case of regressive specialization. **Cambridge Journal of Economics**, v. 44, p. 671–701. 2020.

PACHECO, C. A. **Fragmentação da Nação**. Campinas: UNICAMP/IE, 1998.

PÉREZ, S. E; CASTILLEJO, J. A. M. The Resource-Based Theory of the Firm and Firm Survival. **Small Business Economics**, v. 30, n. 3, p. 231–249, 2008. DOI: <https://doi.org/10.1007/s11187-006-9011-4>.

RENSKI, H. External economies of localization, urbanization and industrial diversity and new firm survival. **Papers in Regional Science**, v. 90, n. 3, 2011. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1435-5957.2010.00325.x>.

RESENDE, M.; CARDOSO, V.; FAÇANHA, L. O. Determinants of survival of newly created SMEs in the Brazilian manufacturing industry: an econometric study. **Empirical Economics**, v. 50, p. 1255–1274, 2016. DOI: <http://doi.org/10.1007/s00181-015-0981-4>

RIBEIRO, C. G.; CARDOZO, S. A.; MARTINS, H. Dinâmica regional da indústria de transformação no Brasil (2000-2017). **Revista Brasileira Estudos Urbanos e Regionais**, v. 23, p. 1-31, 2021. DOI: <https://doi.org/10.22296/2317-1529.rbeur.202120>.

ROSENBUSCH, N.; BRINCKMANN, J.; BAUSCH, A. Is innovation always beneficial? A meta-analysis of the relationship between innovation and performance in SMEs. **Journal of Business Venturing**, n. 26, v. 4, p. 441-457, 2011. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jbusvent.2009.12.002>.

SABOIA, J. A continuidade do processo de desconcentração regional da indústria brasileira nos anos 2000. **Nova Economia**, v. 23, n. 2, 2013. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0103-63512013000200001>.

SCHAPIRO, M. C. Ativismo Estatal e Industrialismo Defensivo: Instrumentos e Capacidades na Política Industrial Brasileira. In: GOMIDE, A. A.; PIRES, R. R. C. (Editores). **Capacidades Estatais e Democracia: Arranjos Institucionais de Políticas Públicas**. Brasília: IPEA, 2014. p. 239-265.

SOETE, L. From Industrial to Innovation Policy. **Journal of Industry, Competition and Trade**, v. 7, p. 273–284, 2007. DOI: <https://doi.org/10.1007/s10842-007-0019-5>.

STEINDL, J. **Pequeno e Grande Capital: Problemas econômicos do tamanho das empresas**. São Paulo: Hucitec, 1990 [1945].

SUZIGAN, W.; VILLELA, A. V. **Industrial Policy in Brazil**. Campinas: Instituto de Economia/UNICAMP. 1997.

SUZIGAN, W.; FURTADO, J. Política industrial e desenvolvimento. **Revista de Economia Política**, v. 26, n. 2, p. 163-185, 2006.

UGUR, M.; TRUSHIN, E.; SOLOMON, E. Inverted-U Relationship between Innovation and Survival: evidence from firm-level UK Data. **SSRN Electronic Journal**, p. 1-38, 2015. DOI: <https://dx.doi.org/10.2139/ssrn2693932>.

UGUR, M.; VIVARELLI, M. Innovation, Firm Survival and Productivity: the State of the Art. **Economics of Innovation and New Technology**, v. 30, n. 5, p. 433-67, 2020.

APÊNDICE A – TAXA DE SOBREVIVÊNCIA DAS EMPRESAS INOVADORAS E NÃO INOVADORAS, POR REGIÃO GEOGRÁFICA – PINTEC 2000, 2003, 2005, 2008, 2011 E 2014 (EM %)

Edição PINTEC	Empresas	Regiões	2005	2010	2015	2018
PINTec 2000	Inovadoras	Norte	92	76,67	66,67	61,33
		Nordeste	91,80	78,69	67,92	63,70
		Centro-Oeste	93,75	77,78	66,67	59,72
		Sudeste	93,21	81,96	72,14	66,41
		Sul	94,87	82,84	74,71	70,57
	Não Inovadoras	Norte	87,65	72,84	58,02	56,79
		Nordeste	89,85	71,46	59,20	50,57
		Centro-Oeste	90,35	63,16	50,88	43,86
		Sudeste	91,31	75,38	63,34	56,52
		Sul	91,41	72,24	62,45	56,64
PINTec 2003	Inovadoras	Norte	97,58	81,82	69,09	66,67
		Nordeste	97,61	85,94	73,74	67,37
		Centro-Oeste	97,24	80,00	70,34	62,76
		Sudeste	98,13	85,79	75,47	68,85
		Sul	98,34	86,90	75,77	71,82
	Não Inovadoras	Norte	93,53	73,13	60,20	54,73
		Nordeste	94,70	79,97	64,24	55,13
		Centro-Oeste	96,68	73,80	57,20	52,77
		Sudeste	97,19	83,75	71,07	63,90
		Sul	96,92	79,83	68,30	61,89
PINTec 2005	Inovadoras	Norte		87,08	72,50	68,75
		Nordeste		90,24	76,31	70,56
		Centro-Oeste		89,90	78,37	73,08
		Sudeste		91,82	81,50	74,84
		Sul		91,80	83,18	77,92
	Não Inovadoras	Norte		80,17	60,74	51,24
		Nordeste		84,71	71,50	65,92
		Centro-Oeste		79,25	63,61	52,04
		Sudeste		88,18	72,77	65,18
		Sul		84,27	72,06	64,96

Edição PINTEC	Empresas	Regiões	2005	2010	2015	2018
PINTEC 2008	Inovadoras	Norte		94,78	87,39	80,00
		Nordeste		99,30	84,62	76,57
		Centro-Oeste		95,61	82,46	77,63
		Sudeste		97,58	87,77	80,55
		Sul		97,91	88,41	83,58
	Não Inovadoras	Norte		97,13	80,25	72,29
		Nordeste		95,63	81,99	72,72
		Centro-Oeste		95,21	84,66	77,00
		Sudeste		96,44	82,75	73,92
		Sul		96,28	82,75	75,58
PINTEC 2011	Inovadoras	Norte			93,97	87,94
		Nordeste			92,76	85,14
		Centro-Oeste			93,55	85,66
		Sudeste			95,20	89,83
		Sul			95,72	91,07
	Não Inovadoras	Norte			87,67	78,33
		Nordeste			89,89	81,48
		Centro-Oeste			90,94	79,38
		Sudeste			91,99	84,12
		Sul			91,97	84,68
PINTEC 2014	Inovadoras	Norte			100	94,25
		Nordeste			99,65	93,66
		Centro-Oeste			99,65	95,09
		Sudeste			99,53	94,72
		Sul			99,62	96,43
	Não Inovadoras	Norte			96,15	88,94
		Nordeste			99,02	89,41
		Centro-Oeste			100	93,98
		Sudeste			99,16	93,13
		Sul			99,31	91,95

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do IBGE (2021).

PERFIL DO TRABALHADOR EM PRIMEIRO EMPREGO E REEMPREGO: UMA ANÁLISE COMPARATIVA ENTRE OS ESTADOS DO RIO GRANDE DO NORTE E CEARÁ

Worker profile in first-time employment and reemployment: A comparative analysis between the states of Rio Grande do Norte and Ceará

Fábio Lúcio Rodrigues

Economista. Doutor em Economia Aplicada pelo Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal da Paraíba. Professor do Departamento de Economia e dos Programas de Pós-Graduação em Economia e em Planejamento e Dinâmicas Territoriais no Semiárido da Universidade do Estado do Rio Grande do Norte. Av. Prof. Antônio Campos, s/n, Costa e Silva. Mossoró, Rio Grande do Norte, Brasil. CEP: 59610-210. prof.fabiolucio@gmail.com

Elían Isa Ribeiro Gonçalves Arruda

Economista pela Universidade do Estado do Rio Grande do Norte/Campus Central. Av. Prof. Antônio Campos, s/n, Costa e Silva. Mossoró, Rio Grande do Norte, Brasil. CEP: 59610-210. elian.ribeiro.14@gmail.com

Resumo: Qual é o impacto das características demográficas na probabilidade de contratação no mercado de trabalho formal nos estados do Rio Grande do Norte e Ceará? Este estudo tem como objetivo analisar as diferenças nas probabilidades de contratação para primeiro emprego e reemprego, considerando variáveis como idade, gênero, experiência e escolaridade. Utilizando dados da Relação Anual de Informações Sociais de 2022, a pesquisa emprega modelos logísticos binários e multinomiais para explorar as chances de emprego nos setores econômicos desses estados. Os resultados demonstram que a idade e a escolaridade são determinantes significativos na probabilidade de contratação, com jovens e indivíduos altamente escolarizados enfrentando diferentes desafios no acesso ao emprego. Especificamente, as chances de conseguir primeiro emprego diminuem com o aumento da idade, enquanto indivíduos com maior escolaridade mostram melhores probabilidades de contratação no setor de serviços comparativamente a outros setores. Os resultados sugerem a necessidade de políticas públicas mais direcionadas para a inclusão de jovens e a capacitação adequada, visando melhorar as taxas de emprego e a igualdade de oportunidades no mercado de trabalho formal brasileiro.

Palavras-chave: Mercado de Trabalho, Probabilidade de Contratação, Modelos Logísticos.

Abstract: What is the impact of demographic characteristics on the probability of hiring in the formal labor market in the states of Rio Grande do Norte and Ceará? This study aims to analyze the differences in hiring probabilities for first-time employment and reemployment, considering variables such as age, gender, experience, and education. Using data from the 2022 Annual Social Information Report, the research employs binary and multinomial logistic models to explore employment opportunities in the economic sectors of these states. The results show that age and education are significant determinants of hiring probability, with young people and highly educated individuals facing different challenges in accessing employment. Specifically, the chances of obtaining first-time employment decrease with increasing age, while individuals with higher education show better hiring probabilities in the service sector compared to other sectors. The results suggest the need for more targeted public policies for the inclusion of young people and adequate training, aiming to improve employment rates and equality of opportunities in the Brazilian formal labor market.

Keywords: Labor Market, Hiring Probability, Logistic Models.

1 INTRODUÇÃO

A crescente literatura sobre a inserção dos indivíduos no mercado de trabalho global tem evidenciado o papel central do trabalho não só na formação da identidade pessoal, mas também na inserção social e econômica dos indivíduos (Gomes; Souza, 2016). Essa importância é refletida tanto em estudos teóricos quanto empíricos, que frequentemente utilizam grandes bases de dados para analisar dinâmicas de emprego.

Na Região Nordeste do Brasil, observou-se um aumento na participação das mulheres no mercado de trabalho formal e uma redução entre os homens que procuram o primeiro emprego, comparado aos que buscam reemprego. A inserção das mulheres refletiu-se nas remunerações iniciais, aproximando-se dos valores recebidos pelos homens. Essa aproximação pode resultar de um aumento nos salários iniciais das mulheres, impulsionado por políticas de equidade de gênero ou de uma estabilização dos salários masculinos próximos ao mínimo legal, reduzindo, assim, as diferenças salariais iniciais entre os gêneros (Gomes; Souza, 2016).

No estado do Ceará, o Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará (IPECE), em seu relatório de 2022, intitulado "Principais Mudanças Estruturais no Mercado de Trabalho Formal Cearense", apontou que o mercado de trabalho formal enfrentou múltiplos desafios entre 2010 e 2020, tendência também observada nacionalmente. Destaca-se que, de 2015 a 2016, uma crise macroeconômica interrompeu o crescimento contínuo em postos de trabalho formais, observado desde 2010 (IPECE, 2022).

Adicionalmente, o mercado de trabalho cearense sofreu com a crise da covid-19, que reverteu significativamente o processo de recuperação dos empregos formais, especialmente ao comparar os dados de 2019 e 2020. Uma análise setorial revela que, em 2010, o setor de serviços cresceu expressivamente, representando, até o final de 2020, 77,65% dos empregos formais no Ceará. Por outro lado, o setor industrial teve uma redução na empregabilidade, com 20,86% dos postos de trabalho, enquanto a agricultura, pecuária, produção florestal, pesca e aquicultura contabilizaram apenas 1,49% dos empregos (IPECE, 2022).

Utilizando os microdados extraídos da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS), de 2019, observou-se que a maioria dos trabalhadores masculinos no Rio Grande do Norte possuía apenas ensino médio completo e estava na faixa etária de 30 a 39 anos. Além disso, os dados indicaram um pequeno aumento na contratação de mulheres em comparação com o ano de 2018, com um acréscimo de apenas 1,34 pontos percentuais. Estatísticas do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) revelaram que, apesar de um leve aumento nos rendimentos das mulheres potiguaras, desde 2012, elas continuam recebendo salários inferiores aos dos homens, o que não reflete uma equivalência com seu capital humano (Bezerra, 2022).

Diante dessas observações, verifica-se que, no Brasil, tanto estudos teóricos quanto empíricos sobre a inserção no mercado de trabalho destacam diferenças na absorção de trabalhadores. Contudo, há uma carência de evidências empíricas que abordem a probabilidade de inserção no primeiro emprego e nos processos de reemprego, especialmente nos estados do Ceará e do Rio Grande do Norte.

Neste contexto, o presente estudo objetiva caracterizar o perfil dos trabalhadores potiguaras e cearenses, realizando uma análise comparativa para identificar as principais semelhanças e diferenças entre eles. Para isso, o estudo utiliza microdados da RAIS do Ministério do Trabalho e Emprego, referentes ao ano de 2022, para ambos os estados.

2 FATOS ESTILIZADOS SOBRE PRIMEIRO EMPREGO E REEMPREGO NO BRASIL

No Brasil, observa-se que as taxas de desemprego para indivíduos jovens de até 24 anos são significativamente maiores do que para aqueles em faixas etárias mais elevadas. Da mesma forma, as mulheres enfrentam dificuldades maiores que os homens no mercado de trabalho. É importante notar que altas taxas de desemprego entre determinados grupos não necessariamente indicam uma

menor probabilidade de inserção ocupacional. Por vezes, uma alta porcentagem de desempregados pode estar relacionada a um menor tempo de procura de emprego (Monte, 2005).

Adicionalmente, jovens em busca do primeiro emprego têm menores probabilidades de sair do desemprego em comparação com trabalhadores que já tiveram emprego anteriormente. No entanto, a situação dos jovens com experiência de trabalho prévia assemelha-se bastante a dos adultos. A principal dificuldade para os jovens reside no acesso ao primeiro emprego, pois uma vez que adquirem experiência, as perspectivas de empregabilidade não são necessariamente piores do que para trabalhadores mais velhos (Reis, 2015).

Em 2005, dos aproximadamente 21 milhões de trabalhadores no Brasil, uma parcela significativa estava em busca do primeiro emprego, enfrentando grandes dificuldades para se inserir no mercado de trabalho, principalmente devido à falta de experiência — um dos principais critérios avaliados pelas empresas. Apesar de, frequentemente, os jovens que buscam o primeiro emprego possuírem níveis de escolaridade superiores aos dos trabalhadores mais velhos, eles tendem a ser direcionados para ocupações que exigem um mínimo de conhecimento, o que não contribui adequadamente para sua formação intelectual (Gonçalves; Monte, 2008).

Ademais, a taxa de desemprego entre os jovens continua significativamente mais alta em comparação com a população economicamente ativa total. Dados atualizados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNADC) mostram que, no Brasil, em 2022, a taxa de desemprego para indivíduos de 25 a 65 anos foi de 6,5%, enquanto para jovens de 15 a 24 anos alcançou 18,3%, confirmando a persistência dessa desigualdade no mercado de trabalho (IBGE, 2022).

Milhares de jovens brasileiros enfrentam anualmente o desafio de buscar o primeiro emprego. De acordo com dados do PNADC, os jovens entre 18 e 24 anos registraram uma taxa de desemprego de 25,8% durante o terceiro e quartos trimestres de 2018, que aumentou para 31% no último trimestre de 2021. Muitos desses jovens enfrentam o desemprego estrutural, que reflete dificuldades em ingressar no mercado de trabalho devido a fatores como falta de experiência ou qualificações específicas. Esse é um período crítico na vida dos jovens, pois é essencial para o desenvolvimento pessoal e profissional adequado (Ribeiro, 2018; Ribeiro, 2021; IBGE, 2022).

Diversos esforços para criar políticas públicas voltadas ao ingresso dos jovens no primeiro emprego foram implementados no Brasil. Em 2011, o governo federal, sob a gestão da então presidenta Dilma Rousseff, lançou programas como o Programa Nacional de Acesso ao Ensino Técnico e Emprego (PRONATEC) e o Programa Jovem Aprendiz. O PRONATEC visa oferecer cursos técnicos e profissionalizantes a estudantes de ensino médio e trabalhadores que buscam melhorar sua qualificação e aumentar suas chances de inserção no mercado de trabalho, incluindo bolsas de estudo e estágios.

O Programa Jovem Aprendiz, instituído em 2000 pela Lei nº 10.097, tem como objetivo inserir jovens de 14 a 24 anos no mercado de trabalho, permitindo que conciliem estudo e trabalho, enquanto as empresas recebem incentivos para admitir esses aprendizes, proporcionando-lhes formação profissional e contribuindo para o seu desenvolvimento intelectual. Esses programas têm sido fundamentais para a inserção dos jovens no ambiente de trabalho, oferecendo-lhes não apenas formação e experiência profissional, mas também oportunidades em empregos formalizados, com direitos trabalhistas assegurados. Ademais, ao promover a qualificação contínua e a inclusão social, esses programas contribuem para a redução do desemprego juvenil e para a melhoria na qualidade dos empregos oferecidos no mercado de trabalho no Brasil (Andrade *et al.*, 2016; Lima *et al.*, 2018).

A partir de 2016, as responsabilidades do PRONATEC foram compartilhadas entre os estados, municípios e o setor privado, visando atender às demandas de mercado. Posteriormente, o programa expandiu sua oferta para incluir cursos de formação inicial, continuada e qualificação profissional. No entanto, a execução tripartite do programa levantou questões relacionadas à falta de padronização e qualidade dos cursos, à redução da oferta de cursos em algumas regiões e à in-

disponibilidade de recursos para a execução do programa por parte de alguns estados e municípios (Deitos *et al.*, 2015; Lima *et al.*, 2018).

No estado do Rio Grande do Norte, houve uma implementação limitada dos cursos devido à falta de infraestrutura adequada e à escassez de recursos financeiros, o que afetou a continuidade e a abrangência das ofertas educacionais. Além disso, o estado enfrentou dificuldades na coordenação e monitoramento das ações entre os diferentes atores envolvidos, o que resultou em uma execução fragmentada e menos eficaz do PRONATEC (Chaves *et al.*, 2020).

No Ceará, a implementação também encontrou obstáculos significativos, especialmente relacionados à capacitação insuficiente de professores e à falta de materiais didáticos específicos, o que prejudicou a qualidade dos cursos oferecidos. Apesar de algumas iniciativas de participação comunitária no gerenciamento dos programas, como o Sistema Integrado de Saneamento Rural (SISAR), foram identificados problemas culturais que dificultaram a plena utilização dos recursos disponíveis, impactando negativamente a eficácia do programa (Alves; Araújo, 2016).

O Programa Jovem Aprendiz continuou incentivando as empresas a contratarem jovens aprendizes e expandiu a oferta de cursos de qualificação profissional para prepará-los para os perfis profissionais exigidos no mercado de trabalho brasileiro. Contudo, apesar dos resultados positivos, persistem problemas, como a oferta limitada de vagas e a falta de capacitação adequada. Além disso, algumas empresas exigem jornadas de trabalho superiores ao limite legalmente estabelecido de 6 horas diárias para aprendizes, contrariando a legislação trabalhista vigente (Corseuil *et al.*, 2019). Também foram identificados casos de exclusão de grupos vulneráveis, como jovens de baixa escolaridade, jovens negros, mulheres e pessoas com deficiência, que enfrentam maiores barreiras de entrada no mercado de trabalho formal (Silva, 2016).

No final de 2019, o governo brasileiro instituiu o “Programa Verde e Amarelo”, destinado a fomentar a inserção de jovens entre 18 e 29 anos que buscavam o primeiro emprego no mercado de trabalho. O programa oferecia incentivos às empresas para a contratação desses jovens, como reduções nas alíquotas de contribuição previdenciária patronal e no Fundo de Garantia do Tempo de Serviço (FGTS), além de isenções de contribuições ao Sistema S. Estimava-se que, até 2022, o programa geraria 1,8 milhão de empregos, especialmente nos setores de comércio, turismo e serviços (Corseuil; Foguel, 2020).

No entanto, o programa enfrentou críticas significativas devido à redução de direitos trabalhistas dos jovens contratados sob essa modalidade. Entre os pontos mais controversos, destacaram-se a diminuição da multa rescisória do FGTS de 40% para 20% em caso de demissão sem justa causa e a exclusão do pagamento do adicional de periculosidade para trabalhadores que atuassem em atividades perigosas, como manuseio de substâncias inflamáveis, desde que o empregador oferecesse um seguro de vida ao funcionário. Devido a esses pontos, o Supremo Tribunal Federal (STF) suspendeu, por meio de uma liminar em 2020, os artigos relacionados à redução das alíquotas do FGTS e ao não pagamento do adicional de periculosidade, argumentando que essas medidas violavam direitos trabalhistas garantidos constitucionalmente (Corseuil; Foguel, 2020; Belchior *et al.*, 2023).

Além disso, a qualidade dos empregos gerados pelo programa foi amplamente questionada. A maioria das posições oferecidas estava concentrada em setores de baixa qualificação e remuneração, como comércio e serviços, com salários próximos ao mínimo. Os críticos argumentaram que o programa criava empregos precários, com menos proteção trabalhista e menor segurança no emprego, não contribuindo para a construção de uma carreira de longo prazo para os jovens trabalhadores. Em resposta às críticas e às decisões judiciais, em 2021, o governo decidiu encerrar o programa por meio de uma medida provisória (Sehnbruch, 2020).

No Ceará, a partir de 2003, foi desenvolvido o Projeto Primeiro Passo, voltado para jovens que enfrentam dificuldades de inserção no mercado de trabalho local, seja em estágios, órgãos públicos ou privados. Esse projeto visava promover a inclusão social de adolescentes e jovens em situação de vulnerabilidade, risco pessoal e social, que fazem parte de famílias registradas

no Cadastro Único. A inserção desses jovens ocorre por meio de qualificação profissional, com cursos profissionalizantes oferecidos através de parcerias que proporcionam estágios em diversos setores, facilitando o acesso ao primeiro emprego (Linhares, 2014).

Nos estados do Rio Grande do Norte e Ceará, bem como em outros estados do país, os programas de incentivo ao primeiro emprego enfrentam desafios significativos. Apesar das ações governamentais e privadas voltadas para incentivar a contratação de jovens sem experiência profissional, o número de vagas disponíveis ainda é restrito e apresenta problemas.

No Rio Grande do Norte, um dos principais programas é o Menor Aprendiz, destinado a jovens em situação de vulnerabilidade social. Esse programa, assim como outros similares, como o Jovem Aprendiz Legal e o PRONATEC Aprendiz, enfrenta limitações como a falta de capacitação adequada para os jovens e o suporte insuficiente das empresas. No Ceará, programas como o Primeiro Passo, que visa oferecer oportunidades de estágio e qualificação profissional para jovens de baixa renda, também enfrentam desafios semelhantes, incluindo a dificuldade de inserção dos jovens no mercado de trabalho formal e o acesso limitado a treinamentos específicos. Além dos programas governamentais, existem também iniciativas de empresas e Organizações não governamentais (ONGs) que apoiam a contratação de jovens em busca do primeiro emprego. Contudo, frequentemente essas iniciativas não conseguem atender toda a demanda e enfrentam desafios financeiros e logísticos (Linhares, 2014; Lima *et al.*, 2015; Corseuil; Foguel, 2020).

Quando se analisam os indivíduos em busca do primeiro emprego e aqueles que buscam reemprego, verifica-se que as diferenças nas capacidades adquiridas ao longo do tempo resultam em remunerações distintas. Assim, para aqueles em busca de reemprego, a "experiência" torna-se um fator crucial tanto na obtenção quanto na remuneração do trabalho, diferenciando-os daqueles que procuram seu primeiro emprego (Monte, 2005).

Segundo Monte (2005), os indivíduos desocupados geralmente enfrentam três possibilidades: permanecer na mesma situação, conseguir emprego ou sair da força de trabalho. Utilizando dados dos painéis da Pesquisa Mensal de Emprego (PME) de 2000 a 2001 das regiões metropolitanas do Brasil, foi possível analisar as transições de desemprego para reemprego. Os resultados indicam que as probabilidades de transição para o reemprego são consistentemente maiores para homens do que para mulheres, sugerindo que as chances de empregabilidade no reemprego são mais favoráveis para o sexo masculino. De um total de 6.584 desempregados, aproximadamente 53,5% (3.523 trabalhadores) conseguiram reemprego, dos quais a maioria (64,3%, representando 2.266 trabalhadores) é composta por homens, enquanto as mulheres representam 35,7% (1.257 trabalhadoras) dos que conseguiram reemprego.

Conforme discutido por Gonçalves e Monte (2019), jovens em busca do primeiro emprego frequentemente possuem maiores níveis de estudo e qualificação em comparação com aqueles que buscam reemprego. Esse padrão é consistente com a teoria do capital humano, inicialmente proposta por Mincer (1958) e posteriormente expandida por autores como Schultz (1961) e Becker (1962). Mincer (1958) sugere que o investimento em educação está positivamente correlacionado com a distribuição de renda, postulando que, ao aumentar a produtividade do trabalhador, a educação tende a elevar o rendimento individual. Becker (1962) reforça essa ideia ao argumentar que a educação, ao aumentar as habilidades e conhecimentos dos indivíduos, melhora sua produtividade e, conseqüentemente, seus salários. Schultz (1961) também destaca que o investimento em educação é uma forma de capital humano essencial para o desenvolvimento econômico, pois aumenta a capacidade produtiva da força de trabalho. Esses autores demonstram que a educação pode influenciar a desigualdade de renda de diferentes maneiras, dependendo de como esse capital humano é distribuído e utilizado.

O estudo de Reis (2019), que analisou os estados do Ceará, Paraíba, Sergipe e Piauí, reforça essa perspectiva ao encontrar uma associação positiva entre níveis educacionais mais altos e rendas mais elevadas, corroborando a importância do investimento em capital humano para a

mobilidade econômica. Além disso, como Chen *et al.* (2016) destacam, a teoria do capital humano reconhece que a educação não apenas aumenta a produtividade, mas também pode atuar como um sinal de qualificação no mercado de trabalho, influenciando a contratação e os salários.

Segundo Gomes e Souza (2016), no Brasil, as investigações científicas sobre emprego encontram respostas para as diferenças de absorção dos trabalhadores. Contudo, existem poucos trabalhos relacionados às características e probabilidades da inserção no primeiro emprego e reemprego no mercado de trabalho potiguar e cearense, realizando análises por sexo, com recortes setoriais. Dessa forma, surge o interesse e a necessidade da realização de estudos sobre o primeiro emprego e reemprego para estes estados do Rio Grande do Norte e Ceará.

3 PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS

Para realizar este estudo, serão utilizados os microdados da RAIS de 2022, referentes aos estados do Ceará e do Rio Grande do Norte. A RAIS é definida por Gomes e Souza (2016, p. 6) como "uma pesquisa por registro administrativo de âmbito nacional, realizada anualmente e de declaração obrigatória para todos os estabelecimentos". Esse banco de dados fornece informações sobre vínculos empregatícios formais, facilitando a geração de estatísticas sobre o mercado de trabalho formal. Tais informações são importantes para a formulação, monitoramento e implementação de políticas públicas relacionadas a trabalho, emprego e renda (Gomes; Souza, 2016). O uso da RAIS tem o objetivo de identificar características dos trabalhadores em situação de primeiro emprego ou reemprego nos estados do Ceará e do Rio Grande do Norte.

A variável dependente deste estudo inclui as condições de primeiro emprego e reemprego, visando mensurar a probabilidade de admissão dos trabalhadores nesses estados com base em características observáveis. Será utilizado um vetor de controles para identificar variáveis relacionadas ao capital humano do indivíduo, bem como características pessoais.

Os indivíduos incluídos na amostra têm idades que variam de 14 a 75 anos, e todos foram contratados durante o ano e mantinham vínculo empregatício em 31 de dezembro de 2022. A faixa etária selecionada corresponde à proporção da População em Idade Ativa para trabalhar (PIA), considerando-se no Brasil aqueles com 14 anos ou mais, conforme Schymura (2023). Os trabalhadores estão divididos em dois grupos: indivíduos que nunca exerceram uma ocupação e que foram empregados pela primeira vez (Primeiro Emprego) e aqueles que já possuíam alguma experiência no mercado de trabalho formal, ficaram desempregados ou deixaram seus empregos anteriores e conseguiram um novo emprego (Reemprego) (Gonçalves; Monte, 2008; Reis, 2015). O Quadro 1 apresentará as variáveis utilizadas e suas respectivas descrições.

Quadro 1 – Descrição das variáveis

Tipo	Varável	Descrição
dependente	primeiro emprego	Assume valor 1 se a pessoa é empregada em primeiro emprego e 0, caso contrário
	reemprego	Assume valor 1 se a pessoa é empregada em reemprego e 0, caso contrário

Tipo	Varável	Descrição
explicativa	experiência	Tempo de trabalho formal em meses completos
	idade	Idade em anos
	faixas de idade	Assume valor 1 se o indivíduo estiver enquadrado na faixa de idade específica (14 a 17 anos, 18 a 24 anos, 25 a 29 anos, 30 a 39 anos, 40 a 49 anos, 50 a 64 anos, mais de 65 anos) e 0, caso contrário
	raça não branca	Assume valor 1 se a pessoa se autodeclara da raça não branca e 0, caso contrário
	escolaridade	Assume valor 1 se o indivíduo estiver enquadrado na faixa de escolaridade específica (analfabeto, alfabetizado, ensino fundamental completo, ensino médio completo, nível superior completo e pós-graduação) e 0, caso contrário
	mulher	Assume valor 1 se o indivíduo for do sexo feminino e 0, caso contrário
	segmento ocupacional	Assume valor 1 se o indivíduo estiver enquadrado no segmento ocupacional específico (conforme Tabela 1) e 0, caso contrário
	região metropolitana de Natal	Assume valor de 1 se o indivíduo trabalha na região metropolitana de Natal e 0, caso contrário
	região metropolitana do Fortaleza	Assume valor de 1 se o indivíduo trabalha na região metropolitana de Fortaleza e 0, caso contrário

Fonte: Elaboração própria a partir de microdados da RAIS/2022.

Para capturar o efeito do capital humano na probabilidade de um indivíduo ser contratado, seja para um primeiro emprego ou para reemprego, são inseridas variáveis de escolaridade na análise. Adicionalmente, a variável idade é examinada por faixas etárias, conforme descrito no Quadro 1. A segmentação da variável idade em faixas permite uma análise detalhada de como diferentes grupos etários se relacionam com as variáveis dependentes — primeiro emprego e reemprego. Este método também contribui para reduzir as chances de multicolinearidade entre as variáveis explicativas. Quanto aos setores econômicos, a classificação foi baseada na Classe de Atividade Econômica (CNAE) segundo a CNAE 2.0, que foi revisada em 2007.

Para estimar a probabilidade de um indivíduo ser contratado, seja para um primeiro emprego ou para reemprego, é utilizado o modelo de regressão logística. Esse modelo é particularmente adequado para situações em que a variável dependente é binária, ou seja, possui apenas dois possíveis resultados: contratado para primeiro emprego ou reemprego (1) e não contratado (0). Conforme descrito por Cameron e Trivedi (2022), a estrutura básica da regressão logística é expressa da seguinte forma:

$$\text{logit}(p) = \ln\left(\frac{p}{1-p}\right) = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_k X_k \quad (1)$$

onde p é a probabilidade de acesso ao primeiro emprego ou reemprego, β_0 é o intercepto, $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k$ são os coeficientes das variáveis independentes $X_1, X_2, \dots, X_k$. A identificação das chances de um indivíduo ser contratado para o primeiro emprego ou para um reemprego é realizada por meio de modelos logísticos separados, considerando cada situação como uma variável dependente binária distinta.

A identificação das chances de um indivíduo ser contratado em diferentes setores ocupacionais é realizada por meio de um modelo *logit* multinomial. Esse modelo é apropriado quando a variável dependente é categórica e apresenta múltiplas opções possíveis, o que facilita uma análise

comparativa refinada entre os diversos setores ocupacionais. O setor de serviços é adotado como categoria de referência devido à sua significativa representatividade e prevalência no mercado de trabalho. A equação básica do modelo *logit* multinomial para a probabilidade de um indivíduo ser contratado no setor j em relação ao setor de referência pode ser expressa como:

$$\text{logit}(p_j) = \ln\left(\frac{p_j}{p_{\text{referência}}}\right) = \alpha_j + \gamma_{1j}X_1 + \gamma_{2j}X_2 + \dots + \gamma_{kj}X_k \quad (2)$$

onde p_j é a probabilidade de um indivíduo ser contratado no setor j , $p_{\text{referência}}$ é a probabilidade de ser contratado no setor de serviços, α_j é o intercepto específico do setor j , e $\gamma_{1j}, \gamma_{2j}, \dots, \gamma_{kj}$ são os coeficientes das variáveis independentes $X_1, X_2, \dots, X_k$ para o setor j .

Para a análise dos resultados, são utilizadas as *Odds Ratios* (OR) na regressão logística e as *Relative Risk Ratios* (RRR) no modelo logit multinomial. Essas medidas são escolhidas porque oferecem uma interpretação intuitiva sobre a associação entre as variáveis independentes e as probabilidades de ser contratado para um primeiro emprego ou reemprego, e de escolha de setores ocupacionais, respectivamente (Fávero; Belfiore, 2017).

Na regressão logística, a *odds ratio* é utilizada para quantificar a mudança na probabilidade de ser contratado para um primeiro emprego ou reemprego associada a uma unidade de aumento na variável independente. A *odds ratio* é calculada como o exponencial do coeficiente estimado (β_i) da variável independente:

$$OR = e^{\beta_i} \quad (3)$$

Se a *OR* for maior que 1, isso indica que a variável independente aumenta a probabilidade de ser contratado para um primeiro emprego ou reemprego. Se a *OR* for menor que 1, indica uma redução na probabilidade de contratação. A utilização das *odds ratios* facilita a interpretação dos resultados, pois permite compreender a força e a direção da associação entre as variáveis.

No modelo *logit* multinomial, as *relative risk ratios* são utilizadas para comparar a probabilidade relativa de um indivíduo ser contratado em um setor específico em relação à categoria de referência (neste caso, o setor de serviços). As *RRR* são calculadas como o exponencial dos coeficientes estimados (γ_{ij}) das variáveis independentes para cada setor j :

$$RRR = e^{\gamma_{ij}} \quad (4)$$

Se a *RRR* for maior que 1, isso sugere que a variável independente está associada a uma maior probabilidade de escolher o setor j em comparação com o setor de serviços. Se a *RRR* for menor que 1, indica uma menor probabilidade de escolha desse setor em relação ao de referência. As *RRR* são particularmente úteis para interpretar os resultados do modelo *logit* multinomial, pois fornecem uma medida clara do impacto relativo das variáveis independentes na escolha entre diferentes setores ocupacionais (Fávero; Belfiore, 2017).

4 APRESENTAÇÃO E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

Este estudo visa descrever e analisar as características dos trabalhadores nos mercados de trabalho do Ceará e do Rio Grande do Norte em 2022, com o objetivo de identificar os fatores que influenciam as inserções desses indivíduos no mercado de trabalho, seja através de primeiros empregos ou de reempregos. Inicialmente, será apresentada uma análise descritiva dos dados coletados, seguida pela discussão dos resultados empíricos derivados das estimativas realizadas.

4.1 Análise descritiva

De acordo com os dados da RAIS de 2022, o total de empregados no estado do Rio Grande do Norte em 31 de dezembro era de 831.201, dos quais 2,35% foram admissões para o primeiro emprego e 28,21% para reempregos, com os restantes relacionados a outras formas de admissão. No estado do Ceará, o total de empregados formalizados ao final do ano era de 2.089.769, com 3,29% das contratações para primeiros empregos, 29,35% para reempregos e 67,36% para outras modalidades de admissão.

A análise comparativa sugere que a proporção de reempregos no Rio Grande do Norte é ligeiramente inferior à observada no Ceará, o que pode indicar variações nas oportunidades e dinâmicas de mercado entre os estados. Além disso, a menor proporção de primeiros empregos no Rio Grande do Norte pode refletir desafios adicionais para os jovens que tentam ingressar no mercado de trabalho em comparação com seus pares no Ceará. A Tabela 1 ilustra a distribuição percentual da população empregada por segmentos ocupacionais e por sexo nos estados do Ceará e Rio Grande do Norte em 2022.

Tabela 1 – Distribuição percentual da população por segmentos ocupacionais e sexo nos estados do Ceará e Rio Grande do Norte em 2022

Segmento Ocupacional	Ceará		Rio Grande do Norte	
	Homem	Mulher	Homem	Mulher
Agropecuária	2,61%	0,49%	6,08%	1,04%
Indústria	30,57%	14,63%	28,40%	9,39%
Comércio	19,55%	18,60%	21,29%	21,67%
Serviços	35,78%	39,65%	31,88%	41,49%
Administração Pública	11,49%	26,63%	12,34%	26,40%

Fonte: Elaboração própria a partir de microdados da RAIS 2022.

A análise demonstra que há uma predominância masculina nos setores da agropecuária e da indústria no estado do Ceará, assim como na agropecuária no Rio Grande do Norte, refletindo normas de gênero que associam homens a ocupações tradicionalmente vistas como fisicamente exigentes ou técnicas. Por outro lado, setores como serviços e administração pública no Ceará, e comércio, serviços e administração pública no Rio Grande do Norte, apresentam maior participação feminina, alinhando-se à ideia de que as mulheres são mais presentes em ocupações relacionadas ao cuidado e apoio administrativo, conforme também indicado por Charles (1992).

Esses padrões também são influenciados pelas normas de gênero que afetam a carreira das mulheres, especialmente em setores dominados por homens. Cha (2013) mostra que a exigência de longas jornadas de trabalho em ocupações masculinas perpetua a segregação ocupacional, pois as mulheres, especialmente mães, enfrentam desafios para atender a essas demandas devido a suas obrigações domésticas. Essa dinâmica reforça a segregação ocupacional e limita a ascensão de mulheres em setores tradicionalmente masculinos.

Assim, além das diferenças salariais, a segregação ocupacional também se manifesta pela distribuição desigual de homens e mulheres em diferentes setores e tipos de ocupações, o que é amplamente influenciado por normas culturais e sociais de gênero (Madalozzo *et al.*, 2010).

A Tabela 2 apresenta a classificação dos principais segmentos ocupacionais nos estados do Ceará e do Rio Grande do Norte, categorizados de acordo com o tipo de admissão em 2022.

Tabela 2 – Distribuição percentual dos tipos de admissão por segmento ocupacional nos estados do Ceará e do Rio Grande do Norte em 2022

Segmento Ocupacional	Ceará		Rio Grande do Norte	
	Primeiro emprego	Reemprego	Primeiro emprego	Reemprego
Agropecuária	0%	1,84%	0%	5,76%
Indústria	0,13%	28,09%	0,04%	27,70%
Comércio	0%	20,98%	0%	26,02%
Serviços	1,29%	38,59%	0,01%	37,13%
Administração Pública	98,58%	10,50%	99,95%	6,39%

Fonte: Elaboração própria a partir de microdados da RAIS 2022.

Em relação à distribuição por setor econômico em 2022, a maior parte dos trabalhadores nos estados do Ceará e do Rio Grande do Norte encontraram sua primeira ocupação no setor da Administração Pública, representando 98,58% e 99,95%, respectivamente. Essa elevada concentração reflete predominantemente admissões por meio de contratos temporários e estatutários, os quais são comuns nas administrações estaduais e municipais para funções como educação, saúde e segurança pública. Em seguida, no estado do Ceará, o setor de serviços se destacou com 1,29% das admissões para o primeiro emprego, enquanto, no Rio Grande do Norte, o setor industrial representou apenas 0,04%.

Para os trabalhadores em situação de reemprego, os setores de serviços, comércio e indústria foram predominantes em ambos os estados, indicando que esses três setores são os principais geradores de emprego, especialmente em ocupações como comércio varejista, serviços de saúde, educação privada, e manufatura leve. Essa diversificação reflete tanto a natureza das contratações temporárias quanto a reincorporação de trabalhadores ao mercado após experiências de emprego anteriores (Martins; Molinaro, 2013).

A análise da Tabela 2 também revela que, para ambos os estados, os segmentos da agropecuária, indústria, comércio e serviços tiveram baixas taxas de admissão para o primeiro emprego em 2022, e em alguns casos, nenhuma admissão foi registrada. Esse comportamento é consistente com as análises de Reis (2015), que considera que o primeiro emprego, geralmente destinado a jovens tentando ingressar no mercado pela primeira vez, oferece grandes desafios. No Brasil, esses jovens têm menores chances de sair do desemprego em comparação com trabalhadores que já tiveram empregos anteriormente, devido à falta de experiência, qualificação adequada e oportunidades de empregos com salários competitivos.

A Tabela 3 apresenta as estatísticas descritivas das variáveis selecionadas para a amostra, que compreende um total de 807.453 observações para o estado do Rio Grande do Norte e 2.026.181 observações para o estado do Ceará. Através desta tabela, é possível verificar as características gerais dos indivíduos ocupados na base de dados. Observa-se que, nos estados do Rio Grande do Norte e Ceará, as mulheres representam 40% e 43% da força de trabalho, respectivamente. Além disso, a mão de obra masculina continua sendo predominante em ambos os estados.

Tabela 3 – Estatísticas descritivas das variáveis

Variáveis	Rio Grande do Norte				Ceará			
	média	desvio padrão	mín	máx	média	desvio padrão	mín	máx
primeiro emprego	0,0229	0,1498	0	1	0,0324	0,1772	0	1
reemprego	0,2655	0,4416	0	1	0,2758	0,4469	0	1
idade (anos completos)	37,286	11,181	14	75	36,595	11,197	14	75
idade (14 a 17 anos)	0,0017	0,0414	0	1	0,0008	0,0284	0	1
idade (18 a 24 anos)	0,1285	0,3346	0	1	0,1464	0,3535	0	1
idade (25 a 29 anos)	0,1584	0,3651	0	1	0,1687	0,3744	0	1
idade (30 a 39 anos)	0,3174	0,4654	0	1	0,3139	0,4641	0	1
idade (40 a 49 anos)	0,2355	0,4243	0	1	0,2238	0,4168	0	1
idade (50 a 64 anos)	0,1485	0,3556	0	1	0,1364	0,3432	0	1
idade (mais de 65 anos)	0,0098	0,0985	0	1	0,0097	0,0983	0	1
experiência	56,409	81,475	1	480	51,768	73,703	1	480
mulher	0,4025	0,4904	0	1	0,4291	0,4949	0	1
não branco	0,8059	0,3954	0	1	0,8673	0,3392	0	1
região metropolitana	0,5567	0,4967	0	1	0,6082	0,4881	0	1
analfabeto	0,0353	0,1846	0	1	0,0251	0,1565	0	1
ensino fundamental	0,0594	0,2364	0	1	0,0512	0,2205	0	1
ensino médio	0,1215	0,3267	0	1	0,1185	0,3232	0	1
ensino superior	0,6125	0,4871	0	1	0,6304	0,4826	0	1
pós graduação	0,1638	0,3700	0	1	0,1690	0,3747	0	1
observações	807.453				2.026.181			

Fonte: Elaboração própria a partir de microdados da RAIS 2022.

A proporção de trabalhadores em seu primeiro emprego é relativamente baixa nos dois estados, representando 2,29% no Rio Grande do Norte e 3,24% no Ceará. Em contrapartida, a parcela de trabalhadores em situação de reemprego é significativamente maior, sendo 26,55% no Rio Grande do Norte e 27,58% no Ceará, o que indica alta reincidência de trabalhadores que já tiveram experiência anterior no mercado de trabalho.

A idade média dos trabalhadores é de 37 anos no Rio Grande do Norte e 36 anos no Ceará, com a faixa etária entre 30 e 39 anos concentrando o maior número de ocupados, cerca de 31% em ambos os estados. As faixas etárias mais jovens (14 a 24 anos) e as mais velhas (acima de 50 anos) apresentam menor participação no mercado de trabalho. Além disso, a variável 'experiência', medida em meses, mostra que a média de tempo de atuação dos trabalhadores no mercado é de 56 meses no Rio Grande do Norte e 51 meses no Ceará, abrangendo desde recém-contratados até trabalhadores com até 40 anos de experiência.

Em termos de composição racial, a maioria dos trabalhadores nos dois estados se identifica como não brancos, representando 80,59% no Rio Grande do Norte e 86,73% no Ceará, o que reflete a diversidade étnica predominante na região. No que diz respeito à escolaridade, a maior parte da força de trabalho tem ensino médio completo, com 61,25% no Rio Grande do Norte e 63,04% no Ceará. Um percentual considerável também possui ensino superior ou pós-graduação, aproximadamente 16% em ambos os estados. No entanto, uma pequena parcela dos trabalhadores é analfabeta, representando 3,53% no Rio Grande do Norte e 2,51% no Ceará.

Os resultados para a distribuição geográfica mostram que 55,67% dos trabalhadores do Rio Grande do Norte estão concentrados na região metropolitana de Natal, enquanto 60,82% dos trabalhadores do Ceará estão na região metropolitana de Fortaleza, evidenciando a importância dessas áreas urbanas como polos de emprego e atividade econômica.

O segmento ocupacional foi analisado por meio de uma variável dependente multinomial, com cada setor de atividade econômica categorizado da seguinte forma: 1 para Agropecuária, 2 para Indústria, 3 para Comércio, 4 para Serviços e 5 para Administração Pública.

4.2 Resultados empíricos

A Tabela 4 apresenta a probabilidade geral de acesso ao primeiro emprego e ao reemprego nos estados do Rio Grande do Norte e Ceará. Além disso, esta tabela fornece detalhes sobre a probabilidade de acesso a esses tipos de admissão em cada setor de atividade econômica, permitindo uma análise das tendências de contratação nos diversos setores.

Tabela 4 – Probabilidade percentual de acesso ao primeiro emprego e reemprego por setor de atividade econômica nos estados do Rio Grande do Norte e Ceará

UF	Segmento Ocupacional											
	Geral		Agropecuária		Indústria		Comércio		Serviços		Administração Pública	
	PE	RE	PE	RE	PE	RE	PE	RE	PE	RE	PE	RE
RN	2,35	26,56	2,12	4,06	1,71	20,78	1,81	21,44	2,03	35,73	4,40	17,98
CE	3,29	27,59	3,29	1,70	2,33	23,76	2,51	19,14	2,26	37,44	7,54	17,96

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados das estimações.

Legenda: PE: primeiro emprego; RE: reemprego.

A partir dos dados apresentados na Tabela 4 observa-se que, em média, a probabilidade de um indivíduo acessar o primeiro emprego é de 2,35% no Rio Grande do Norte e de 3,29% no Ceará. Para o reemprego, as probabilidades são de 26,56% e 27,59% respectivamente. Esses dados sugerem uma maior facilidade de reemprego em comparação com o acesso ao primeiro emprego em ambos os estados, alinhando-se com a literatura que discute as dificuldades enfrentadas por jovens que entram no mercado de trabalho pela primeira vez (Ribeiro, 2021).

Os dados também indicam que as maiores probabilidades de reemprego ocorrem nos setores da indústria, comércio, serviços e administração pública, ressaltando a importância destes setores como principais geradores de empregos. Em contraste, a agropecuária apresenta menor probabilidade de reemprego, o que pode refletir características específicas do setor, como sazonalidade e dependência de fatores externos.

Adicionalmente, os desafios enfrentados pelos jovens na busca pelo primeiro emprego são evidenciados pela menor probabilidade de acesso a este tipo de admissão, principalmente devido à falta de experiência. Essa é uma questão crítica, pois o ingresso no mercado de trabalho é um passo crucial para o desenvolvimento pessoal e profissional dos jovens, como discutido por Ribeiro (2018) e Ribeiro (2021).

A Tabela 5 detalha os perfis dos trabalhadores formais em primeiro emprego e reemprego nos estados do Rio Grande do Norte e Ceará. Esta análise permite verificar como diferentes características dos trabalhadores impactam suas probabilidades de inserção no mercado de trabalho em cada uma dessas modalidades de admissão.

Tabela 5 – Análise comparativa das características dos trabalhadores em primeiro emprego e reemprego nos estados do Rio Grande do Norte e Ceará em 2022

Variáveis	Rio Grande do Norte		Ceará	
	Primeiro Emprego	Reemprego	Primeiro Emprego	Reemprego
idade	0,9822*** (0,0006)	0,9962*** (0,0003)	0,9794*** (0,0003)	0,9941*** (0,0002)
experiência	----	0,7203*** (0,0006)	----	0,7341*** (0,0004)
mulher	1,8351*** (0,0287)	1,0129 (0,0089)	1,8208*** (0,0156)	0,9046*** (0,0047)
não branco	4,4926*** (0,1440)	0,9161*** (0,0099)	3,3897*** (0,0625)	0,6402*** (0,0050)
região metropolitana	0,3218*** (0,0051)	1,1386*** (0,0093)	0,0996*** (0,0011)	1,3377*** (0,0068)
alfabetizado	1,4238*** (0,0989)	1,0699*** (0,0265)	0,7986*** (0,0301)	1,0718*** (0,0211)
fundamental	1,7253*** (0,1093)	1,1539*** (0,0261)	0,9912 (0,0327)	1,0363** (0,0184)
médio	1,7212*** (0,1030)	1,2265*** (0,0251)	1,0654** (0,0327)	1,0453*** (0,0174)
graduação	5,0443*** (0,3047)	1,0352 (0,0238)	2,6357*** (0,0811)	0,8961*** (0,0157)
Pós-graduação	2,3716*** (0,2373)	0,8569** (0,0525)	0,6504*** (0,0600)	1,5450*** (0,0703)
observações		807.554		2.026.374

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados das estimações.

Notas: Significância (***) < 1%; (**) < 5%; (*) < 10%. Erros-padrão robustos entre parênteses.

A Tabela 5 mostra que a variável "idade" tem uma influência significativa no primeiro emprego e no reemprego nos estados do Rio Grande do Norte e Ceará. Para o primeiro emprego, a relação é negativa (coeficientes de 0,9822 no Rio Grande do Norte e 0,9794 no Ceará), indicando que, com o aumento da idade, a probabilidade de estar no primeiro emprego diminui. Para o reemprego, os coeficientes também são levemente menores que 1 (0,9962 no Rio Grande do Norte e 0,9941 no Ceará), o que sugere que, embora a idade tenha um impacto pequeno, a probabilidade de reemprego também diminui à medida que a idade aumenta, mas em menor grau. Esses resultados refletem as dificuldades enfrentadas por jovens no acesso ao mercado de trabalho, devido à falta de experiência, conforme indicado por Rocha (2008).

Os resultados para o sexo feminino mostram que as mulheres têm chances significativamente maiores de serem contratadas para o primeiro emprego em ambos os estados, indicando uma possível preferência por contratar mulheres em posições de entrada. No entanto, para o reemprego, a tendência inverte-se no Ceará, onde ser do sexo feminino reduz as chances de reemprego (Gonçalves; Monte, 2008).

Além disso, o status de ser 'não branco' eleva substancialmente a probabilidade de primeiro emprego, alinhando-se com estudos como o de Carrijo (2017), que constatou uma maior probabilidade de jovens não brancos serem admitidos em seu primeiro emprego em várias regiões metropolitanas do Brasil. Esse resultado pode refletir dinâmicas de mercado específicas ou políticas de inclusão no ambiente de trabalho.

No contexto da região metropolitana, observa-se uma diminuição significativa na probabilidade de primeiro emprego, sugerindo que os desafios de mercado são mais acentuados nessas áreas para entrantes no mercado de trabalho. Em contraste, a probabilidade de reemprego aumenta nessas mesmas regiões, refletindo uma maior dinâmica de empregos para trabalhadores com experiência prévia.

Os resultados de escolaridade apresentados na Tabela 5 confirmam a importância do nível educacional na probabilidade de contratação para o primeiro emprego, em consonância com Reis (2015), que enfatiza a escolaridade como um fator crucial para aumentar as chances de empregabilidade entre jovens. Essa associação destaca a importância do investimento em educação, apoiada pela teoria do capital humano, que argumenta que maiores níveis de educação aumentam a produtividade dos indivíduos e, consequentemente, suas oportunidades de emprego no mercado (Becker, 1962).

Contrastando com a valorização da educação no primeiro emprego, os resultados da Tabela 5 mostram uma ênfase menor na experiência anterior para o reemprego. Isso é evidenciado pelos coeficientes da variável "experiência", que são inferiores a 1 para o reemprego (0,7203 no Rio Grande do Norte e 0,7341 no Ceará), indicando que, à medida que a experiência aumenta, a probabilidade de reemprego diminui ligeiramente, embora esses coeficientes ainda sugiram que a experiência seja um fator relevante para o reemprego.

Por outro lado, a formação acadêmica se destaca no primeiro emprego, conforme indicado pelos altos coeficientes para trabalhadores com graduação e pós-graduação. No Rio Grande do Norte, os coeficientes para graduação e pós-graduação são 5,0443 e 2,3716, respectivamente, indicando uma chance muito maior de obtenção do primeiro emprego para aqueles com educação superior. No Ceará, os coeficientes são 2,6357 para graduação e 0,6504 para pós-graduação, refletindo um impacto positivo da graduação, mas uma menor probabilidade para aqueles com pós-graduação no primeiro emprego.

Esses resultados sugerem que, no reemprego, habilidades práticas e conhecimentos adquiridos através da experiência de trabalho têm maior relevância, enquanto no primeiro emprego, a educação formal desempenha um papel mais crucial. Essa observação está alinhada com o estudo de Gonçalves e Monte (2008), que aponta a experiência como um fator decisivo nas chances de reinserção no mercado de trabalho, reforçando a importância do capital humano adquirido por meio da experiência.

A Tabela 6 apresenta as probabilidades de contratação nos diferentes setores econômicos, detalhando as chances de acesso ao primeiro emprego e ao reemprego nos estados do Rio Grande do Norte e Ceará. Essas são apresentadas em relação ao setor de serviços, que é utilizado como referência comparativa. Os resultados demonstram que as faixas etárias mais jovens têm uma probabilidade aumentada de contratação nos setores de Agropecuária, particularmente para indivíduos abaixo dos 24 anos, tanto no Rio Grande do Norte quanto no Ceará. Essa tendência sugere que o setor agrícola ainda emprega uma força de trabalho jovem, uma observação consistente com estudos como o de Becker (2010), que discutem a preferência por jovens em setores que demandam menos habilidades especializadas e mais vigor físico.

Em contraste, a probabilidade de contratação diminui para indivíduos acima dos 65 anos, indicando uma preferência por trabalhadores mais jovens, possivelmente devido às demandas físicas associadas a este setor.

No setor industrial, há uma clara preferência por trabalhadores nas faixas de 25 a 64 anos, tanto no Rio Grande do Norte quanto no Ceará. Isso reflete uma necessidade de habilidades que podem ser acumuladas com a experiência ao longo do tempo, suportando a teoria do capital humano que associa anos de trabalho com a acumulação de habilidades e conhecimentos (Becker, 2010).

Tabela 6 – Perfil de contratação por setor econômico nos estados do Rio Grande do Norte e Ceará

Variáveis	Rio Grande do Norte				Ceará			
	Agropecuária	Indústria	Comércio	Administração Pública	Agropecuária	Indústria	Comércio	Administração Pública
idade (18 a 24 anos)	1,4017*** (0,1705)	1,1547 (0,0935)	0,4800*** (0,0318)	30,2324*** (21,4570)	2,2328*** (0,4008)	3,5407*** (0,2702)	0,7554*** (0,0414)	12,4903*** (4,2226)
idade (25 a 29 anos)	1,2069 (0,1469)	1,2004** (0,0971)	0,4326*** (0,0287)	35,3618*** (25,0957)	1,9227*** (0,3450)	3,0834*** (0,2352)	0,6831*** (0,0374)	13,7737*** (4,6560)
idade (30 a 39 anos)	1,1085 (0,1344)	1,4221*** (0,1147)	0,3842*** (0,0254)	44,3225*** (31,4529)	1,8649*** (0,3342)	3,2381*** (0,2468)	0,6338*** (0,0347)	17,8584*** (6,0362)
idade (40 a 49 anos)	1,0033 (0,1218)	1,3879*** (0,1121)	0,2999*** (0,0199)	58,1808*** (41,2876)	1,5437** (0,2769)	2,9283*** (0,2233)	0,5082*** (0,0279)	25,1839*** (8,5125)
idade (50 a 64 anos)	0,8661 (0,1057)	1,2590*** (0,1020)	0,2383*** (0,0159)	66,4332*** (47,1461)	1,0489 (0,1886)	2,1733*** (0,1660)	0,3925*** (0,0216)	31,1696*** (10,5365)
idade (mais de 65 anos)	0,4854*** (0,0735)	1,1533 (0,1021)	0,1728*** (0,0139)	88,8917*** (63,1487)	0,6917 (0,1321)	1,4918*** (0,1182)	0,2892*** (0,0176)	40,5418*** (13,7267)
experiência	0,9948*** (0,0002)	0,9989*** (0,0001)	1,0008*** (0,0001)	1,0079*** (0,0001)	0,9999 (0,0001)	1,0004*** (0,0000)	1,0003*** (0,0000)	1,0052*** (0,0000)
mulher	0,2330*** (0,0046)	0,3243*** (0,0025)	0,8104*** (0,0051)	1,3841*** (0,0108)	0,2439*** (0,0041)	0,5259*** (0,0022)	0,8986*** (0,0037)	1,7758*** (0,0088)
não branco	1,8995*** (0,0361)	1,0531*** (0,0085)	0,8188*** (0,0060)	15,7432*** (0,2751)	1,4265*** (0,0250)	1,2907*** (0,0072)	1,1395*** (0,0065)	4,3237*** (0,0367)
região metropolitana	0,1182*** (0,0019)	0,4680*** (0,0031)	0,8073*** (0,0053)	0,2073*** (0,0016)	0,1816*** (0,0022)	0,5805*** (0,0024)	0,6927*** (0,0031)	0,0833*** (0,0004)
alfabetizado	0,3147*** (0,0083)	0,5609*** (0,0125)	0,8295*** (0,0263)	0,8991*** (0,0324)	0,6110*** (0,0144)	0,7331*** (0,0106)	1,0796*** (0,0243)	0,6426*** (0,0126)
ensino fundamental	0,1241*** (0,0032)	0,4165*** (0,0085)	1,0464 (0,0300)	1,2043*** (0,0394)	0,3003 (0,0068)	0,5595*** (0,0074)	1,3672*** (0,0280)	0,7032*** (0,0124)
ensino médio	0,0312*** (0,0007)	0,2038*** (0,0039)	1,2119*** (0,0331)	1,1191*** (0,0346)	0,0712*** (0,0015)	0,2736*** (0,0034)	1,4285*** (0,0282)	0,5370*** (0,0088)
ensino superior	0,0128*** (0,0006)	0,0831*** (0,0019)	0,3688*** (0,0108)	4,7617*** (0,1503)	0,0284*** (0,0012)	0,0965*** (0,0014)	0,4612*** (0,0096)	1,7762*** (0,0301)
pós graduação	0,0041*** (0,0011)	0,0227*** (0,0019)	0,0368*** (0,0046)	1,6215*** (0,0742)	0,0092*** (0,0020)	0,0234*** (0,0013)	0,0517*** (0,0042)	0,3477*** (0,0117)
Observações				807.764				2.027.395

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados das estimações.

Notas: Significância (***) < 1%; (**) < 5%; (*) < 10%. Erros-padrão robustos entre parênteses.

Nos setores de comércio e administração pública, a idade parece desempenhar um papel distinto. Enquanto o comércio mostra uma redução nas chances de emprego para faixas etárias mais jovens, a administração pública favorece esses mesmos grupos, sugerindo um alinhamento com as políticas de inclusão ou programas de estágio que facilitam o ingresso de jovens no setor público (Gomes; Souza, 2016).

A experiência mostrou aumentar significativamente as chances de contratação nos setores de comércio e administração pública no Rio Grande do Norte, o que alinha com a literatura que aponta a experiência como um ativo fundamental nos processos de recrutamento, especialmente em setores que valorizam conhecimento institucional e habilidades interpessoais (Fiuza-Moura, 2015).

Os dados também revelam uma desvantagem significativa para as mulheres nos setores de agropecuária e indústria no Rio Grande do Norte, sugerindo uma persistência de normas de gênero que favorecem a mão de obra masculina nesses setores tradicionalmente dominados por homens. Por outro lado, a administração pública mostra uma maior inclusão feminina, possivelmente devido a políticas de equidade de gênero mais robustas (Carrijo, 2017).

Os trabalhadores não brancos apresentam maiores chances de contratação em quase todos os setores, exceto no comércio no Rio Grande do Norte, onde a interação direta com clientes pode favorecer preconceitos raciais, como discutido por Becker (2010). Esse fenômeno destaca a necessidade de abordagens mais inclusivas para combater a discriminação no mercado de trabalho.

No setor público, observa-se uma prevalência significativa de trabalhadores mais velhos em comparação com outros setores, uma tendência que pode ser explicada por uma série de características intrínsecas a esse setor. De acordo com Gomes e Souza (2016), uma das razões primordiais para essa tendência é a estabilidade de emprego associada ao setor público, que oferece segurança em longo prazo, atraindo especialmente indivíduos mais velhos que valorizam a previsibilidade e a segurança no emprego. Além disso, o setor público geralmente exige níveis mais altos de escolaridade para muitos cargos, o que, consequentemente, resulta em contratações de trabalhadores mais velhos, uma vez que esses indivíduos já passaram por mais anos de formação e desenvolvimento acadêmico antes de ingressarem no mercado de trabalho.

Além disso, políticas de inclusão no setor público frequentemente visam promover a diversidade etária entre os trabalhadores. Carrijo (2017) destaca que iniciativas como programas de valorização da experiência profissional e incentivos à permanência de trabalhadores mais velhos no serviço público buscam criar um ambiente de trabalho mais diversificado e inclusivo, favorecendo a contratação e retenção de trabalhadores mais experientes. Esse enfoque em diversidade etária pode explicar a alta representatividade de faixas etárias mais elevadas dentro deste setor. A progressão de carreira no serviço público é outro fator que contribui para a predominância de trabalhadores mais velhos, como discutido por Fiuza-Moura (2015). Em muitas estruturas de serviço público, a progressão na carreira é frequentemente atrelada à antiguidade, o que naturalmente beneficia os trabalhadores mais velhos que acumularam anos de serviço, proporcionando-lhes melhores oportunidades para ocupar posições de alto nível.

O setor público oferece políticas de aposentadoria flexíveis que, muitas vezes, incluem opções para trabalho pós-aposentadoria. Becker (2010) sugere que essas políticas facilitam a retenção ou o reemprego de aposentados em funções consultivas ou em regime de meio período, mantendo a alta representatividade dessa faixa etária no setor público. Os benefícios e as condições de trabalho no setor público, como saúde suplementar e horários flexíveis, também são atrativos adicionais que podem ser particularmente vantajosos para trabalhadores mais velhos, reforçando ainda mais a preferência por esse setor entre esses indivíduos. Esse conjunto de fatores, conforme analisado por Gomes e Souza (2016), não apenas destaca as características únicas do emprego no setor público, mas também explica por que as faixas de idade mais elevadas podem ter estimativas tão altas de contratação comparadas a setores mais orientados para o mercado, como o comércio ou a indústria.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este estudo analisou as características dos trabalhadores nos mercados de trabalho dos estados do Rio Grande do Norte e Ceará em 2022, utilizando os microdados da RAIS para explorar os fatores que influenciam as inserções desses indivíduos no mercado, seja por meio de primeiros empregos ou de reempregos. Empregando modelos logísticos binários e multinomiais, a pesquisa mostrou como variáveis como idade, gênero, experiência e escolaridade impactam as chances de emprego nesses estados.

Os resultados indicam diferenças significativas nas probabilidades de contratação entre os setores e entre as modalidades de primeiro emprego e reemprego, refletindo as particularidades econômicas e sociais que caracterizam cada região. A análise destacou que, embora o reemprego apresente maiores taxas de contratação, os jovens continuam enfrentando desafios significativos para ingressar no mercado de trabalho, destacando a necessidade urgente de políticas mais eficazes de integração laboral.

Os resultados sugerem que as políticas públicas devem ser sensíveis às barreiras enfrentadas pelos jovens, que frequentemente encontram maiores dificuldades de inserção no mercado de trabalho. Embora os dados indiquem que as mulheres têm maior probabilidade de acesso ao primeiro emprego, especialmente em setores como administração pública, ainda há desafios significativos na retenção e ascensão em áreas dominadas por homens. Programas que focam na capacitação e no desenvolvimento de habilidades relevantes para o mercado podem ser importantes, assim como iniciativas que incentivem a promoção de igualdade de gênero nos locais de trabalho.

Além disso, as estimativas reforçam a importância de políticas que considerem as características regionais, adaptando estratégias de emprego para refletir as necessidades específicas de cada estado. Por exemplo, enquanto o setor de serviços se mostra um forte empregador em ambos os estados, iniciativas locais poderiam focar em fortalecer os setores onde os jovens têm menos probabilidade de serem contratados, como a agropecuária e a indústria.

Para expandir a compreensão das dinâmicas de emprego no Brasil, pesquisas futuras poderiam explorar a influência de fatores macroeconômicos sobre as taxas de primeiro emprego e reemprego, especialmente em um contexto pós-pandemia, que alterou significativamente o mercado de trabalho. Adicionalmente, estudos longitudinais que acompanhem os mesmos indivíduos ao longo do tempo poderiam oferecer uma visão mais detalhada sobre as trajetórias de emprego e os efeitos de longo prazo das políticas de emprego.

REFERÊNCIAS

- ALVES, F. G. C.; ARAÚJO, F. T. V. Sistemas de abastecimento em comunidades rurais do semiárido: a implantação do SISAR em Cristais, Cascavel, CE. **Revista Tecnologia**, v. 37, n. 1/2, p. 78-86, 2016.
- ANDRADE, J. M. et al. O programa jovem aprendiz e sua importância para os jovens trabalhadores. **Interfaces Científicas-Direito**, v. 4, n. 2, p. 45-54, 2016.
- BECKER, G. S. Investment in human capital: A theoretical analysis. **Journal of Political Economy**, v. 5, n. 70, p. 9-49, 1962.
- _____. The economics of discrimination. **Chicago: University of Chicago Press**, 2010.
- BELCHIOR, C.; GONZAGA, G.; ULYSSEA, G. Unpacking Neighborhood Effects: Experimental Evidence from a Large-Scale Housing Program in Brazil. **IZA Discussion Paper** No. 16113, 2023. Disponível em: <https://ssrn.com/abstract=4440250>. Acesso em: 17 set. 2024.

- BEZERRA, A. C. M. Evolução nos diferenciais de rendimentos dos trabalhadores potiguares: Uma análise por sexo e segmento ocupacional. 2022. **Trabalho de Conclusão de Curso** (Graduação em Ciências Econômicas) - Universidade do Estado do Rio Grande do Norte, Rio Grande do Norte, 2022.
- CAMERON A. C., TRIVEDI P. K. **Microeconometrics Using Stata**. 2nd ed. College Station, TX: Stata Press, 2022.
- CARRIJO, B. C. P. S. Análise do primeiro emprego e seu efeito sobre a trajetória ocupacional do jovem – 2002 a 2016. 2017. **Dissertação** (Mestrado em Economia) - Universidade Federal de Goiás, Goiânia, 2017. Disponível em: <https://repositorio.bc.ufg.br/tede/handle/tede/7612>. Acesso em: 26 mar. 2024.
- CHA, Y. Overwork and the persistence of gender segregation in occupations. **Gender & society**, v. 27, n. 2, p. 158-184, 2013.
- CHARLES, M. Cross-national variation in occupational sex segregation. **American Sociological Review**, p. 483-502, 1992.
- CHAVES, V. M. et al. Challenges to balance food demand and supply: analysis of PNAE execution in one semiarid region of Brazil. **Desenvolvimento e Meio Ambiente**, v. 55, p. 470-493, 2020.
- CHEN, M.; LU, K.; TAO, C. Literature Review on the Impact of Education on Individual Income. In: 2016 2nd INTERNATIONAL CONFERENCE ON SOCIAL SCIENCE AND HIGHER EDUCATION. **Atlantis Press**, 2016. p. 468-471.
- CORSEUIL, C. H.; FOGUEL, M. N.; GONZAGA, G. Apprenticeship as a stepping stone to better jobs: Evidence from Brazilian matched employer-employee data. **Labour Economics**, v. 57, p. 177-194, 2019.
- CORSEUIL, C. H. L.; FOGUEL, M. N. **Programas de incentivo ao emprego via subsídio ao custo do trabalho: o caso brasileiro à luz da literatura**. In: MERCADO DE TRABALHO: CONJUNTURA E ANÁLISE, n. 68, p. 1-8, 2020.
- DEITOS, R. A.; LARA, A. M. B.; ZANARDINI, I. M. S. Política de educação profissional no Brasil: aspectos socioeconômicos e ideológicos para a implantação do Pronatec. **Educação & Sociedade**, v. 36, p. 985-1001, 2015.
- FÁVERO, L. P.; BELFIORE, P. **Manual de análise de dados: estatística e modelagem multivariada com Excel®, SPSS® e Stata®**. Rio de Janeiro: Elsevier Brasil, 2017.
- FIUZA-MOURA, F. K. Diferenciais de salário na indústria brasileira por sexo, cor e intensidade tecnológica. 2015. **Dissertação** (Mestrado em Economia Regional) - Universidade Estadual de Londrina, Londrina.
- GOMES, M. R., SOUZA, S. C. I. Determinantes e probabilidade do primeiro emprego e reemprego na região sul do Brasil, **Economia & Região**, Paraná, v. 4, n. 2, p. 85-107, 2016.
- GONÇALVES, M. F.; MONTE, P. A. Admissão por primeiro emprego e reemprego no mercado formal do Nordeste: Um estudo mesorregional. In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 16., 2008. Caxambu. **Anais...** Caxambu: ABEP, 2008. Disponível em: https://scholar.google.com.br/citations?view_op=view_citation&hl=pt-BR&user=LH-N__sAAAJ&cstart=20&pagesize=80&citation_for_view=LH-N__sAAAAJ:hCrLmN-GePgC. Acesso em: 11 dez. 2023.

IBGE - INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Síntese de indicadores sociais: uma análise das condições de vida da população brasileira**. Rio de Janeiro, 2022. 154 p.: il. (Estudos e Pesquisas. Informação Demográfica e Socioeconômica, ISSN 1516-3296; n. 49). Disponível em: <https://biblioteca.ibge.gov.br/index.php/biblioteca-catalogo?view=detalhes&id=2101979>. Acesso em: 11 dez. 2023.

_____. Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNAD Contínua). **Estatísticas Sociais: Trabalho**. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/trabalho/17270-pnad-continua.html?=&t=microdados>. Acesso em: 16 set. 2024.

IPECE - INSTITUTO DE PESQUISA E ESTRATÉGIA ECONÔMICA DO CEARÁ. **Principais Mudanças Estruturais no Mercado de Trabalho Formal Cearense entre os anos de 2010 e 2020**. Informe nº 217. Ceará, 2022. Disponível em: https://www.ipece.ce.gov.br/wp-content/uploads/sites/45/2022/09/ipece_informe_217_20Set2022.pdf. Acesso em: 13 dez. 2023.

LIMA, M. et al. PRONATEC: Para que e para quem? **Holos**, v. 8, p. 183-201, 2018.

LIMA, V. M. A. et al. Determinantes da inserção ocupacional dos jovens no Ceará. **Revista de Economia e Agronegócio**, v. 13, 2015.

LINHARES, M. I. S. B. Aprendendo a ser trabalhador: na cadência do primeiro passo. **Revista Contraponto**, v. 1, n. 1, 2014.

MADALOZZO, R.; MARTINS, S. R.; SHIRATORI, L. Participação no mercado de trabalho e no trabalho doméstico: homens e mulheres têm condições iguais? **Revista Estudos Feministas**, v. 18, p. 547-566, 2010.

MARTINS, M. I. C.; MOLINARO, A. Reestruturação produtiva e seu impacto nas relações de trabalho nos serviços públicos de saúde no Brasil. **Ciência & Saúde Coletiva**, v. 18, n. 6, p. 1667-1676, 2013.

MINCER, J. Investment in human capital and personal income distribution. **Journal of Political Economy**, v. 66, n. 4, p. 281-302, 1958.

MONTE, P. A. Inserção ocupacional e duração do desemprego nas regiões metropolitanas do Brasil: primeiro emprego e reemprego. 2005. **Tese** (Doutorado em Economia) – Programa de Pós-Graduação em Economia, Universidade Federal de Pernambuco, Pernambuco, 2005. Disponível em: <https://repositorio.ufpe.br/handle/123456789/3903>. Acesso em: 13 dez. 2023.

REIS, M. Uma análise da transição dos jovens para o primeiro emprego no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 69, p. 125-143, 2015.

RIBEIRO, M. Desemprego entre os jovens cai a 25,8%, mais que o dobro da taxa geral. **Poder360**, 18 nov. 2018. Disponível em: <https://www.poder360.com.br/economia/desemprego-entre-os-jovens-cai-a-258-mais-que-o-dobro-da-taxa-geral/>. Acesso em: 23 jan. 2024.

RIBEIRO, V. Pesquisa aponta que os jovens são os mais afetados pelo desemprego. **Agência Brasil**, 18 ago. 2021. Disponível em: <https://agenciabrasil.ebc.com.br/radioagencia-nacional/economia/audio/2021-08/pesquisa-aponta-que-os-jovens-sao-os-mais-afetados-pelo-desemprego>. Acesso em: 23 jan. 2024.

ROCHA, S. A inserção dos jovens no mercado de trabalho. **Caderno CRH**, v. 21, n. 54, p.533-550, 2008.

SCHULTZ, T. W. Investment in human capital. **The American Economic Review**, v. 51, n. 1, p. 1-17, 1961.

SCHYMURA, L. G. Queda da taxa de participação se concentra entre pobres e menos escolarizados. **Revista Conjuntura Econômica**, v. 77, n. 6, p. 6-8, 2023.

SEHNBRUCH, K. et al. The Quality of Employment (QoE) in nine Latin American countries: A multidimensional perspective. **World Development**, v. 127, p. 104738, 2020.

SILVA, P. F. O impacto socioeconômico da implementação do Programa Jovem Aprendiz a partir da inclusão laboral dos jovens aprendizes atendidos pelo Instituto Federal de Brasília - Campus Estrutural. 2016. **Dissertação** (Mestrado em Educação Social e Intervenção Comunitária) — Instituto Politécnico de Santarém, Escola Superior de Educação, Santarém, 2016.

AVALIAÇÃO DO PAGAMENTO POR SERVIÇOS AMBIENTAIS PARA INCENTIVAR A CONSERVAÇÃO DA MATA NATIVA NO BIOMA CERRADO: UMA ANÁLISE DE EQUILÍBRIO GERAL COMPUTÁVEL

Evaluation of Payment for Environmental Services to encourage the conservation of native forest in Cerrado biome: a computable general equilibrium analysis

Attawan Guerino Locatel Suela

Economista. Doutor em Economia Aplicada. Pós-Doutorado do Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento e Meio Ambiente da Universidade Estadual de Santa Cruz. Campus Soane Nazaré de Andrade, Km 16 da Rodovia Jorge Amado (BR 415), Bairro Salobrinho, Ilhéus - Bahia, CEP 45662-900. attawan_zull@hotmail.com

Cicero Zanetti de Lima

Economista. Doutor em Economia Aplicada. Pesquisador da Fundação Getúlio Vargas em Bioeconomia. Avenida Paulista, 542, 3º andar, Bela Vista, São Paulo/SP, CEP: 01310-000. cicero.lima@fgv.br

Rayan Wolf

Economista. Doutor em Economia Aplicada. Pesquisador Associado de Pós-Doutorado Projeto de Análise do Comércio Global. Departamento de Economia Agrícola, Universidade Purdue 403 Mitch Daniels Blvd. KRAN #608 West Lafayette, IN Estados Unidos. rayanwolf@gmail.com

Ian Michael Trotter

Graduação em Informática. Doutor em Economia Aplicada. Professor da Universidade Federal de Viçosa no Departamento de Economia Rural. Avenida Peter Henry Rolfs, s/n. Campus Universitário – Viçosa/MG, CEP: 36570-900. ian.trotter@gmail.com

Resumo: A provisão de alimentos, fibras, bioenergia e água é vital para a crescente demanda global, mas enfrenta desafios ambientais como desmatamento e perda de habitats. O Brasil, destacado produtor agrícola, deve equilibrar a expansão produtiva com a proteção florestal. O Código Florestal brasileiro, embora protetivo, é parcialmente eficaz em abordar a diversidade dos biomas. A conversão florestal no Cerrado, especialmente no MATOPIBA, demanda soluções imediatas. Esta pesquisa calcula o Pagamento por Serviços Ambientais (PSA) necessário para que produtores aceitem medidas de proteção que impeçam a conversão de Excedente de Reserva Legal em culturas agrícolas. Utilizando o modelo de Equilíbrio Geral Computável *Brazilian Economic Analysis*, foram simulados dois cenários: Base e PSA (BT). No cenário Base, seriam convertidos 400 mil hectares de ERL, enquanto no PSA (BT) a área convertida seria de 191 mil hectares, uma redução de 52%. Financeiramente, a produção de soja no cenário PSA (BT) geraria R\$ 541,2 milhões, e pastagens, R\$ 2,4 bilhões. Esses valores destacam a importância da produção de gado e soja no contexto econômico brasileiro. Os resultados fornecem parâmetros para políticas públicas, enfatizando a necessidade de equilibrar a produção agropecuária com a conservação ambiental, atendendo às necessidades dos produtores e protegendo os ecossistemas.

Palavras-chave: PSA, ERL, MATOPIBA, Centro-Oeste brasileiro.

Abstract: The provision of food, fiber, bioenergy and water is vital for the growing global demand, but it faces environmental challenges such as deforestation and habitat loss. Brazil, a prominent agricultural producer, must balance productive expansion with forest protection. The Brazilian Forest Code, although protective, is partially effective in addressing the diversity of biomes. The forest conversion in the *Cerrado*, especially in *MATOPIBA*, demands immediate solutions. This research calculates the Payment for Environmental Services (PES) necessary for producers to accept protective measures that prevent the conversion of Legal Reserve Surplus into agricultural crops. Using the model of Computable General Equilibrium *Brazilian Economic Analysis*, two scenarios were simulated: Base and PES (BT). In the Base scenario, 400,000 hectares of ERL would be converted, while in the PES (BT) the converted area would be 191,000 hectares, a reduction of 52%. Financially, the soybean production in the PES (BT) scenario would generate R \$ 541.2 million and pastures, R \$ 2.4 billion. These values highlight the importance of livestock and soybean production in the Brazilian economic context. The results provide parameters for public policies, emphasizing the need to balance agricultural production with environmental conservation, meeting the needs of producers and protecting ecosystems.

Keywords: PES, LRS, MATOPIBA, Brazilian Midwest.

1 INTRODUÇÃO

A provisão de alimentos, fibras, bioenergia e água é crucial para atender à crescente demanda global. No entanto, esses processos enfrentam desafios ambientais significativos, como desmatamento, perda de habitats, impactos na biodiversidade e emissões de gases de efeito estufa (GEE) (Sparovek *et al.*, 2018; Xu *et al.*, 2021). No Brasil, um dos maiores produtores e exportadores de commodities, a expansão agrícola pode intensificar a supressão florestal, especialmente se não houver medidas adequadas de proteção (Kalamandeen *et al.*, 2018; Suela, 2024). A preservação da vegetação nativa depende de legislações eficazes, como o Código Florestal brasileiro (CF), que estabelece normas de proteção, mas enfrenta limitações devido à diversidade dos biomas brasileiros (Soterroni *et al.*, 2019; Suela *et al.*, 2023).

No Cerrado, apenas 13% da área é protegida, em contraste com a Amazônia, onde 80% da vegetação em terras privadas deve ser conservada (Brasil, 2012). Medidas como a Moratória da Soja na Amazônia, que proíbe a comercialização de soja cultivada em áreas desmatadas, não têm equivalente no Cerrado, devido à falta de vontade política (Soterroni *et al.*, 2019). A pesquisa foca na região do Maranhão, Tocantins, Piauí e Bahia (MATOPIBA), onde a supressão florestal aumentou nas últimas duas décadas (Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento - Mapa, 2020; Magalhães *et al.*, 2021). Sem medidas de proteção rigorosas, o Cerrado corre o risco de se tornar uma "zona de amortecimento" para a Amazônia, agravando a degradação ambiental (Fian, 2018; Mapa, 2020; Cabral *et al.*, 2023).

Apesar das metas de redução do desmatamento estabelecidas no Código Florestal e apresentadas nas Conferências das Partes (COP 15, 21 e 23), o MATOPIBA foi responsável por 76% do desmatamento total do Cerrado entre 2015 e 2022 (Solidaridad, 2021; Cabral *et al.*, 2023; Mapbiomas, 2024). A expansão agropecuária na região gera externalidades negativas que afetam a saúde humana, a qualidade dos recursos naturais e o equilíbrio dos ecossistemas (Tietenberg, 2018; Suela *et al.*, 2020). No Brasil, existem 101 milhões de hectares de Excedente de Reserva Legal (ERL), dos quais 37 milhões estão no Cerrado. A não obrigatoriedade de preservação dessas áreas as torna vulneráveis ao desmatamento legal, especialmente em contextos econômicos favoráveis, pois sua supressão é relativamente permitida (Brasil, 2012; Solidaridad, 2021). No MATOPIBA, a ERL é de 16,9 Mha, sendo 4,6 milhões de hectares aptos para a agricultura (Agrosatélite, 2020). A implementação do Pagamento por Serviços Ambientais (PSA) pode promover a intensificação da produção agrícola ao mesmo tempo que preserva o ERL e, consequentemente, o ecossistema do Cerrado (Solidaridad, 2021).

Em 2017, a sociedade civil e atores privados lançaram o Manifesto do Bioma Cerrado, comprometendo-se a cultivar soja apenas em áreas já desmatadas (Manifesto, 2017). Em 2019, foi proposto o Projeto de Lei nº 4203, que estabeleceria uma moratória de dez anos para o desmatamento no Cerrado (MC). No entanto, grandes empresas do setor de soja resistem a essa moratória, deixando o Cerrado vulnerável (Brasil, 2019). Diante desse cenário, esta pesquisa objetivou calcular o total de PSA necessário para que os produtores do bioma Cerrado, especialmente na região do MATOPIBA, aceitem medidas de proteção que impeçam a conversão de ERL em cultivos como soja, milho e pastagens. Para isso, utilizou-se o modelo de Equilíbrio Geral Computável *Brazilian Economic Analysis* (BREA) (Lima, 2017).

2 CONTEXTUALIZAÇÃO

2.1 Excedente de Reserva Legal (ERL)

O instrumento de compensação de Reserva Legal (RL)¹ previsto no Novo Código Florestal (NCF) permite a transferência de áreas excedentes de RL para compensar déficits em outros imó-

¹ Trata-se de uma área de vegetação nativa que deve ser mantida dentro de propriedades rurais no Brasil conforme estabelecido

veis. Proprietários com áreas de RL além do mínimo exigido podem utilizá-las para compensar RL de imóveis deficitários, desde que esses possuam ocupação antrópica anterior a 22/07/2008 e que as condições do NCF sejam respeitadas (Silveira e Múniz, 2015). A área excedente deve ser registrada no Cadastro Ambiental Rural (CAR)² e aprovada pelo órgão ambiental competente. Essa área pode ser utilizada para compensação de RL através de um contrato que estabelece os direitos e deveres das partes envolvidas, seguindo as regras do NCF (Rajão e Soares-Filho, 2015).

A importância da mata nativa vai além do aspecto econômico. Esta pesquisa através do cálculo do PSA, visa contribuir para estudos sobre externalidades ambientais e fornecer uma melhor compreensão do uso econômico das florestas nativas, ajudando a resolver problemas relacionados a supressão florestal e corroborando com os possíveis desdobramentos da MC.

2.2 Pagamentos por Serviços Ambientais

Desde o final dos anos 1990, os PSAs ganharam destaque como instrumentos de mercado para viabilizar a proteção ambiental, sendo incorporados às políticas públicas de vários países, especialmente na América Latina (Wunder, 2005; Engel *et al.*, 2008). O PSA surgiu como resposta às críticas aos instrumentos de regulação tradicionais e aos projetos integrados de conservação e desenvolvimento dos anos 1970 a 1990 (Pagiola *et al.*, 2002; Pesche *et al.*, 2012).

O PSA visa promover transferências de recursos entre atores sociais para criar incentivos econômicos e alinhar decisões de uso da terra com interesses de promoção do capital natural (Murdian *et al.*, 2010). Wunder (2005) define o PSA como uma transação voluntária na qual um serviço ambiental específico é comprado por um comprador de um provedor de serviços, condicionado à prestação do serviço. Pagiola e Platais (2007) acrescentam que os serviços visados são aqueles que fornecem benefícios indiretos, representando externalidades para os fornecedores.

O problema central é que os benefícios econômicos da conservação florestal são frequentemente inferiores aos da conversão para outros usos, como a agricultura. Proprietários de terras muitas vezes não recebem pagamento por serviços ambientais, como regulação hidrológica e sequestro de carbono, beneficiando usuários a jusante e a sociedade global, respectivamente. O PSA transfere parte desses benefícios aos proprietários, tornando a conservação mais atraente, desde que os pagamentos superem os benefícios da conversão e sejam menores que o valor dos serviços para os usuários (Pagiola e Platais, 2007; Engel *et al.*, 2008).

Existem dois tipos principais de programas de PSA: pagos por usuários dos serviços ou por terceiros, geralmente o governo. Programas financiados por usuários tendem a ser mais eficientes devido ao alinhamento de interesses e melhor monitoramento. Em contrapartida, programas governamentais cobrem áreas maiores, mas enfrentam desafios de eficiência devido à falta de informações diretas e múltiplas pressões políticas (Pagiola e Platais, 2007; Engel *et al.*, 2008).

Os serviços ambientais são as contribuições da natureza ao bem-estar humano, com benefícios monetários, culturais ou paisagísticos (Millennium Ecosystem Assessment - MEA, 2005). No Brasil, programas de PSA começaram empiricamente em 2006 em Extrema/MG e se expandiram por várias regiões. Em 2016, o Brasil ratificou o Acordo de Paris, incluindo o PSA em suas auto-determinações (NDC - Contribuição Nacionalmente Determinada) para apoiar na redução de 37% das emissões de GEE até 2025 e 43% até 2030, restaurar 12 Mha de vegetação nativa e fortalecer o cumprimento do NCF e em 2021 o Brasil instituiu a Lei 14.119 de 2021, que regulamenta o PSA (Winkel *et al.*, 2022). Até 2019, o Brasil reduziu 17% das emissões de GEE em relação a 2005

pela Lei de Proteção da Vegetação Nativa (Lei nº 12.651/2012). Essa área é destinada à conservação dos recursos naturais, à proteção da biodiversidade e à manutenção de processos ecológicos (Brasil, 2012).

2 Refere-se um registro público obrigatório para todos os imóveis rurais no Brasil. O CAR consiste no levantamento de informações georreferenciadas do imóvel, como a delimitação das Áreas de Preservação Permanente (APP), Reserva Legal, remanescentes de vegetação nativa, área rural consolidada e áreas de interesse social e de utilidade pública (Rajão e Soares-Filho, 2015).

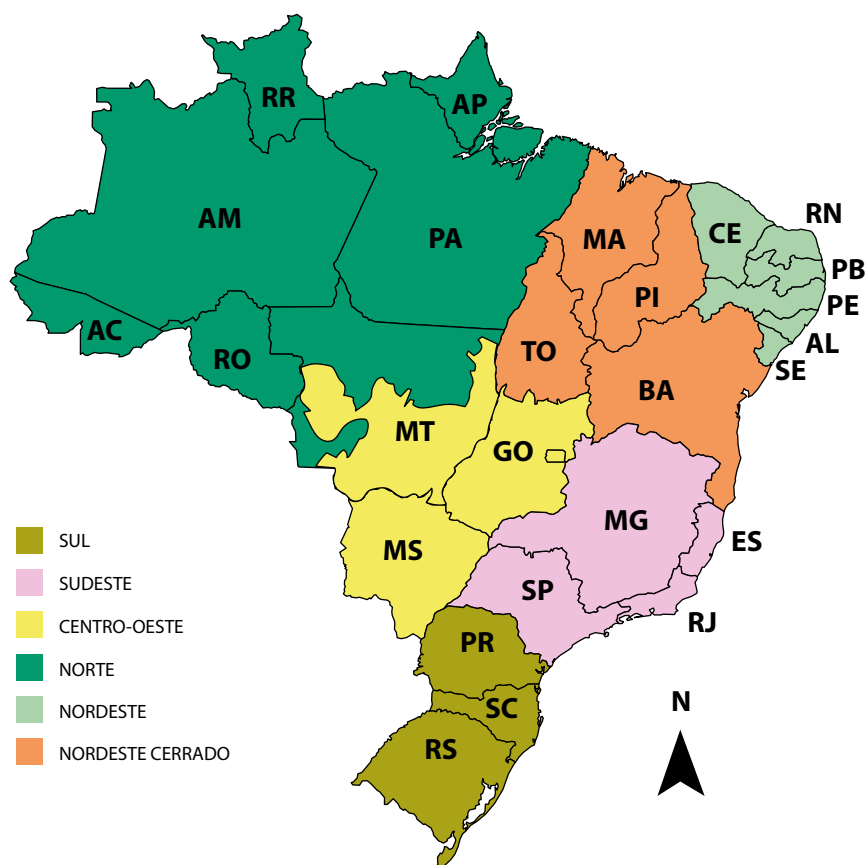
(Sistema de Estimativas de Emissão de Gases do Efeito Estufa -SEEG, 2023). No ritmo atual, a redução será de 30%, abaixo da meta de 37% até 2030 (SEEG, 2023).

3 METODOLOGIA

Os modelos de Equilíbrio Geral Computáveis de (EGC) são representações da economia, em nível global, nacional e/ou regional, estruturados com base em equações que descrevem o comportamento e as interações entre agentes econômicos, como famílias, governo e setor produtivo. Esses modelos permitem simular os impactos de políticas em toda a economia (Rutherford e Paltsev, 2000; Rutherford, 2005).

Modelos EGC são amplamente utilizados em pesquisas sobre políticas climáticas, produção agropecuária, redução do desmatamento e sistemas integrados de produção (Lima e Gurgel, 2018; Stocco *et al.*, 2020). Uma vantagem importante desses modelos é a capacidade de representar a economia inteira, considerando feedbacks micro e macroeconômicos através de ajustes nos preços e quantidades de bens e serviços, bem como nos custos de produção, em resposta a mudanças no equilíbrio, como inovações tecnológicas ou alterações nas preferências de consumo.

Figura 1 – Agregação regional do Brasil no modelo BREA



Fonte: Adaptado de Lima (2017).

O modelo utilizado neste trabalho, o BREA, é estático, multirregional e multissetorial, representando a economia brasileira por meio de seis regiões: Sul, Sudeste, Norte, Nordeste, Centro-Oeste e Nordeste do Cerrado (MATOPIBA) (Lima, 2017). A Figura 1 ilustra como o Brasil é representado na base de dados do modelo. É importante salientar que no modelo BREA, a soma das regiões do Centro-Oeste e MATOPIBA equivale ao bioma Cerrado.

A estrutura de demanda final em cada região inclui gastos públicos e privados, consumo e investimento em bens e serviços. O modelo se baseia na premissa de otimização do consumo e da produção, onde os consumidores, sujeitos a restrições orçamentárias e com preferências contínuas e convexas, buscam maximizar suas funções de utilidade. As funções de demanda resultantes são contínuas e homogêneas de grau zero em relação ao preço, o que significa que apenas preços relativos podem ser determinados. O modelo BREA foi desenvolvido na linguagem de programação *Mathematical Programming System for General Equilibrium* (MPSGE) sob a nomenclatura *GTA-PinGAMS* (Rutherford e Paltsev, 2000; Rutherford, 2005; Lima, 2017).

O modelo foi calibrado para o ano de 2009, projetando informações para 2019, incluindo dados sobre área produtiva, produção e Produto Interno Bruto (PIB), e incorporando um choque entre 2019 e 2030. Assim como outros modelos EGC estáticos, o BREA utiliza informações econômicas e ambientais para análises preditivas. Para alcançar o objetivo deste trabalho dados econômicos e ambientais foram incorporados ao modelo. Esse processo incluiu a atualização dos valores da base de dados referentes ao PIB nacional e sua desagregação por estado, utilizando informações de 2009 a 2019 (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística -IBGE, 2020b). Também foram incluídas informações sobre a área plantada, área colhida e valor da produção das principais culturas agrícolas brasileiras, obtidas em nível municipal para o período de 2018 a 2020 (IBGE, 2020d).

O banco de dados sobre mudanças no uso da terra foi construído com dados de qualidade das pastagens, classificadas em três níveis: severamente degradada, degradação intermediária e sem degradação. Essas informações foram coletadas em nível municipal para os anos de 2009, 2010, 2019 e 2020 (Laboratório de Processamento de Imagens e Geoprocessamento – LAPIG, 2024). Uma composição detalhada da ocupação da terra é fundamental para uma análise precisa dos resultados, incluindo informações sobre pastagens, culturas temporárias e permanentes, reserva legal, unidades de conservação, florestas plantadas, terras indígenas, áreas militares, áreas quilombolas, áreas públicas não destinadas, infraestrutura, rios e ERL.

O modelo então, é composto por diferentes bancos de dados, divididos em dois módulos: uso da terra e econômico. No módulo econômico, são utilizadas as Contas Nacionais de 2009 a 2018 fornecidas pelo IBGE (2020b). A tabela de insumo-produto para o Brasil é estimada conforme Guilhoto *et al.* (2010) e desagregada entre todos os municípios brasileiros pelo Núcleo de Economia Regional e Urbana da USP (NEREUS-USP). Os dados resultantes são agregados em 36 setores e três fatores de produção: capital, trabalho e terra como pode ser observado na Tabela 1.

Tabela 1 – Regiões, setores, categorias primárias e de uso do solo

Regiões	setores		Fatores primários
Sul (STH)	Arroz (RICE)	Óleo de Soja (OSD)	Capital (CAP)
Sudeste (SST)	Milho (CORN)	Alimentos (FOOD)	Trabalho (LAB)
Centro-Oeste (CST)	Cana-de-açúcar (CANE)	Têxtil e Madeira (TEX)	Terra (LND)
Norte (NTH)	Soja (SOY)	Óleo refinado (ROIL)	Terra para cultivo (CROP)
Nordeste (NST)	Fruticultura (FRIT)	Etanol (ETH)	Pasto (PAST)
Nordeste do Cerrado	Outras culturas (OCUL)	Química (CHM)	Pasto degradado (DPAS)
Matopiba (NSTC)	Silvicultura (FRST)	Fertilizante (FERT)	Floresta plantada (PFOR)
	Bovinos (CTTL)	Defensivos (DFN)	Excedente de Reserva Legal (ERL)
	Outros animais vivos (OLA)	Metalurgia (MMI)	Terra não utilizada (UNU*)
	Suínos (SWIN)	Maquinário (MAC)	
	Aves (PTRY)	Outras indústrias (OIND)	
	Leite (MILK)	Eleticidade (ELEC)	
	Óleo (OIL)	Gás canalizado (PGAS)	
	Gás (GAS)	Água (WTR)	
	Ferro Mineral (MIN)	Serviços públicos (PSRV)	

Carvão (COAL)	Construção (CONS)
Extração Mineral (NMM)	Serviços (SERV)
Carnes (MEAT)	Transporte (TRNS)

Fonte: Elaboração própria.

Nota: (*) (Unidades protegidas legalmente) *UNU*: Reserva Legal; Unidades de Conservação; Florestas Plantadas; Terras Indígenas; Áreas Militares; Áreas Quilombolas; Áreas Públicas Não Destinadas; Infraestrutura e Rios.

Para garantir a precisão dos resultados, foram combinados e revisados diversos conjuntos de dados de fontes confiáveis, como IBGE, Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais (INPE), Ministério do Meio Ambiente e Mudança do Clima (MMA), Ministério da Agricultura e Pecuária (MAPA), Companhia Nacional de Abastecimento (CONAB) e SOS Mata Atlântica. A integração desses dados, que incluem informações sobre diversos usos da terra e o valor monetário das terras com vegetação nativa, abordou questões importantes como a degradação de pastagens e o ERL. O modelo BREA adota uma abordagem de mercado com preços flexíveis, e não considera o desemprego. Os investimentos e os fluxos de capitais são mantidos fixos, assim como o saldo do balanço de pagamentos, implicando que mudanças nos preços dos bens, nível de atividade e consumo podem influenciar o consumo do governo e a receita proveniente dos impostos.

Com sua estrutura abrangente e capacidade de capturar as relações entre fatores econômicos e mudanças no uso da terra, o modelo BREA é uma ferramenta valiosa para projetar os impactos de diferentes políticas e cenários na economia brasileira e no ambiente. Isso inclui decisões sobre a aplicação do PSA e seus respectivos valores econômicos, permitindo uma tomada de decisão mais informada e fundamentada.

3.1 Aprimoramento e validação histórica no modelo BREA

A inclusão do mapeamento das pastagens degradadas no Brasil para os anos de 2009-2010 e 2019-2020 aprimora a análise do modelo BREA sobre os impactos econômicos e ambientais da degradação das pastagens. Esses dados permitem identificar as regiões mais afetadas pela degradação, fornecendo informações importantes para entender as disparidades regionais na produtividade agrícola e nas práticas de uso da terra. No entanto, a conversão ou recuperação de pastagens degradadas em áreas produtivas não foi abordada, pois não é o foco principal deste estudo. Essas informações possibilitam avaliar o impacto de políticas agrícolas, incentivos financeiros como os PSAs e estratégias de manejo sustentável, visando combater os impactos ambientais negativos e estimular o desenvolvimento econômico equilibrado.

O BREA foi desenvolvido com o mapeamento do uso da terra, abrangendo categorias como áreas de reserva legal (ERL), unidades protegidas legalmente (UNUs), terras para cultivo (temporário e permanente), pastagens (boas e degradadas) e florestas plantadas. A inclusão de áreas UNUs e o mapeamento de áreas ERL permitem uma análise detalhada dos impactos econômicos e ambientais do uso da terra, considerando os custos de conversão e produtividade.

A validação histórica de um modelo de equilíbrio geral envolve comparar as previsões do modelo com dados reais do passado (Guilhoto *et al.*, 2010). Modelos estáticos são utilizados para analisar economias em dois momentos específicos no tempo, semelhantes às análises estático-comparativas dos modelos de equilíbrio parcial, mas em um contexto de equilíbrio geral. Em uma análise de curto prazo, assume-se que o estoque de capital não se ajusta completamente e pode ser fixado exogenamente na simulação, ajustando as taxas de retorno ao capital ao estoque fixo (Rutherford; Paltsev, 2000; Rutherford, 2005; Guilhoto *et al.*, 2010).

Em um prazo intermediário, o estoque total de capital é fixo, mas pode ser realocado entre diferentes atividades industriais conforme as rentabilidades relativas. No longo prazo, quando os efeitos transitórios são eliminados, a taxa de retorno ao capital nas diferentes indústrias é estabelecida sob a suposição de convergência, e tanto o estoque de capital por indústria quanto o agregado

são determinados pelo modelo. Os valores dos parâmetros, como elasticidades de substituição, dependem do horizonte temporal considerado. O modelo analisa apenas um período futuro, sem fornecer informações sobre a evolução temporal da economia, o que ajuda a avaliar o desempenho do modelo em replicar o comportamento do sistema econômico em períodos anteriores (Rutherford; Paltsev, 2000; Rutherford, 2005; Guilhoto *et al.*, 2010).

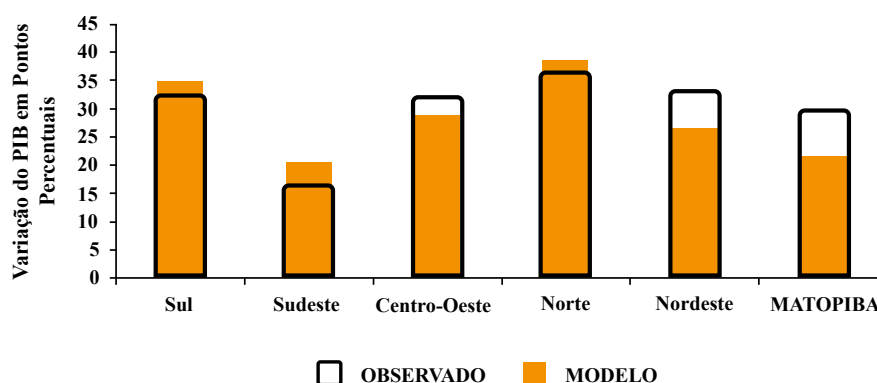
A validação histórica do modelo BREA foi essencial para avaliar a precisão e confiabilidade do modelo em análises de políticas relacionadas ao uso da terra, ao Produto Interno Bruto (PIB), à produção agropecuária e outros setores produtivos no Brasil. Esse processo possibilitou verificar o grau de fidelidade do modelo em replicar padrões de comportamento do sistema econômico. Dados históricos de 2009 a 2020, abrangendo usos da terra, tendências do PIB, produção agropecuária e outras variáveis econômicas, foram utilizados como referência para comparação com as previsões do modelo.

Com esses dados, assegurou-se que as hipóteses do modelo estivessem corretamente especificadas, abrangendo equações, parâmetros e variáveis essenciais para a representação precisa do sistema econômico brasileiro. A calibração inicial do modelo BREA, baseada nos dados históricos, permitiu ajustar parâmetros e equações para garantir que as previsões refletissem de forma precisa as condições reais de 2009 a 2020. Nessa etapa, o modelo demonstrou habilidade em prever quase precisamente as tendências observadas nos diversos setores e regiões específicas.

A Figura 3 mostra que o modelo foi calibrado de forma eficaz para o ano de 2019, que serviu como ano base para a pesquisa e como referência para as simulações de 2030. Os dados apresentados na figura referem-se PIB e estão expressos em pontos percentuais, conforme modelados pelo BREA.

Conforme observado na Figura 2, o modelo apresentou resultados mais precisos em regiões mais agregadas, como Sul, Sudeste, Centro-Oeste e Norte, com uma variação de erro entre -2 e 4 pontos percentuais em relação aos dados observados. No entanto, os impactos foram mais significativos em regiões menos desagregadas, como Nordeste e MATOPIBA, destacando um problema recorrente em pesquisas com bases de dados semelhantes às deste estudo. Quando os dados precisam ser mais detalhados, podem ocorrer erros em sua determinação, como evidenciado na Figura 3, onde as regiões Norte e MATOPIBA apresentam variações de até 7 pontos percentuais, sendo as mais detalhadas do modelo.

Figura 2 – Calibração do Modelo BREA referente ao ano de 2019



Fonte: Elaboração própria.

É importante ressaltar que, ao expandir as projeções para além de 2030, as respostas geradas pelo modelo começaram a revelar uma confiabilidade reduzida. Isso indica que, apesar do bom desempenho na validação histórica até 2020, o modelo encontra limitações em sua capacidade de prever cenários econômicos à medida que se distancia do conjunto de dados históricos.

pastagens em áreas de ERL foi simulada. O objetivo é avaliar a quantidade de áreas florestais convertidas para essas três culturas até 2030.

O "Cenário Base" serviu como ponto de referência, considerando o comportamento esperado das variáveis econômicas e permitindo o uso total das áreas de ERL e áreas UNU para alcançar os resultados previstos em 2030. O cenário PSA (BT) explorou estratégias de implementação do PSA voltadas para culturas específicas, soja, milho e pastagens. Nesse contexto, o modelo BREA emprega a análise de choques, impondo restrições ao uso das florestas. Isso inclui a implementação de políticas para limitar o desmatamento, restringir a conversão de áreas florestais para outros fins ou aplicar regulamentações diretas às florestas. A aplicação desses choques permite a avaliação de como essas políticas influenciam variáveis essenciais, como a produção agrícola, o uso da terra, as taxas de desmatamento e os indicadores econômicos.

O fechamento macroeconômico é uma etapa crucial na modelagem de EGC. As principais premissas incluem a fixação da oferta dos fatores de produção, sem mobilidade de capital e trabalho entre regiões; a terra é um fator específico dos setores agropecuários e também não tem mobilidade; não há desemprego e os preços dos fatores são flexíveis; o nível de investimento e o saldo do balanço de pagamentos são fixos, com ajustes na taxa de câmbio real para acomodar as mudanças de exportação e importação. As despesas do governo se ajustam conforme mudanças nos preços e na receita tributária relacionada à produção e consumo. As mudanças no uso da terra são projetadas com base nos custos de demanda e produção, mas o modelo pode não refletir exatamente a tendência observada de uso da terra no Brasil e suas regiões.

4 RESULTADOS

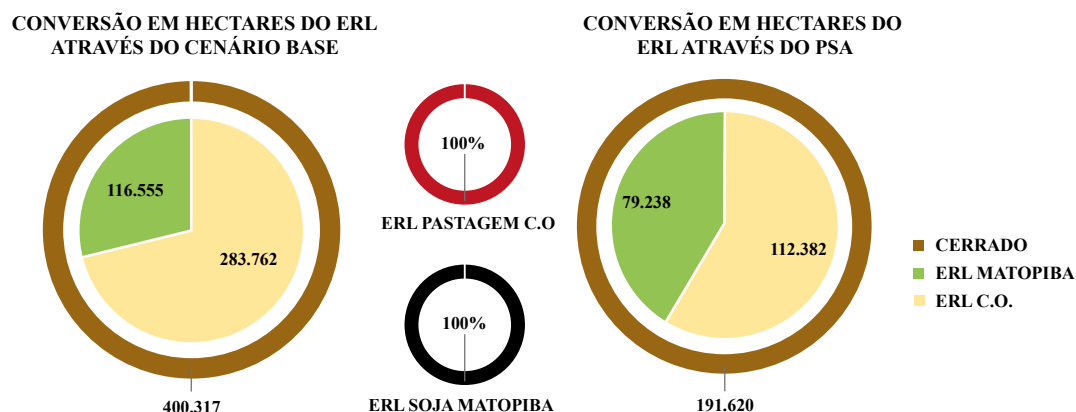
Uma representação mais precisa da terra nas estruturas de Equilíbrio Geral Computável (EGC) permite investigar seu uso como insumo para atividades econômicas e as consequências ambientais resultantes. Isso é possível porque áreas naturais, incluindo florestas e terras não florestais, estão incluídas na base de dados. As mudanças no uso da terra são impulsionadas pela demanda por alimentos, combustíveis e fibras, pela necessidade de conservação ambiental e pela aptidão agrícola das áreas. Diante disso, analisou-se o valor do PSA necessário para tornar os produtores indiferentes à conversão do seu ERL. Estabelecer um valor econômico que leve em consideração os custos de produção pode apoiar a Lei 14.119 de 2021, que regulamenta o PSA no Brasil (Winkel *et al.*, 2022).

Para simular o valor do Pagamento de Serviços Ambientais (PSA) para todo o país, elaborou-se um cenário focado na perda florestal do ERL destinada à produção agropecuária, denominado PSA (BT), visando evitar a conversão das áreas UNUs e permitindo a conversão apenas do ERL. Foram considerados os custos de aquisição de terras florestais e sua transformação em culturas agropecuárias, detalhados no Apêndice A. A pesquisa focou na conversão do ERL para a produção de soja, milho e pastagens, devido aos altos níveis de desmatamento no bioma Cerrado (Nepstad *et al.*, 2019; Magalhães *et al.*, 2020) e às ações da MC, que visam acabar com a produção de soja em áreas desmatadas a partir de 2020 (Brasil, 2019). A produção de milho foi incluída pelo sistema de safra e safrinha, mas não houve conversão de ERL para o milho. As pastagens foram escolhidas pela possível extensão das barreiras impeditivas para a produção de carne bovina que já ocorreram também na região norte do país devido a Moratória da soja na Amazônia.

A Figura 4 apresenta o total de ERL convertidos para a produção de soja e pastagens no bioma Cerrado (Centro-Oeste e MATOPIBA), nos cenários Base e PSA (BT). Os dados somam as áreas

de soja e pastagens no Cerrado, permitindo observar a diferença percentual entre as culturas. No cenário Base, que não possui medidas de proteção, seriam convertidos aproximadamente 400 mil hectares de ERL, o que resulta em menos atitudes pró-ambientais e maior conversão de ERL para a produção de soja e pastagens em 2030. No cenário PSA (BT), que permite a conversão apenas do ERL para soja, milho e pastagens, a área convertida seria de aproximadamente 191 mil hectares de ERL em 2030, uma redução de 52% devido às restrições ao desmatamento.

Figura 4 – Conversão do ERL referente ao PSA (BT) e Base

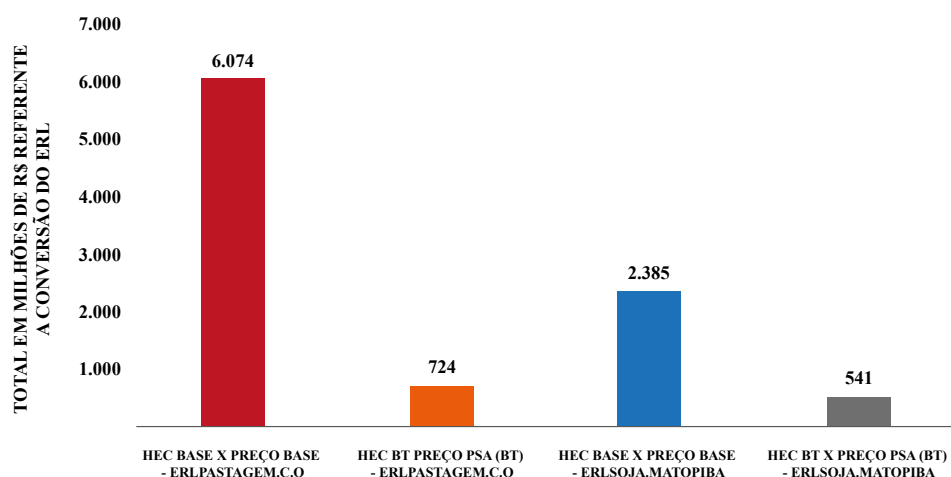


Fonte: Elaboração própria.

A Figura 4 também apresenta que a maior conversão florestal no Cerrado ocorre para a produção de pastagens em ambos os cenários. Isso indica que o Centro-Oeste se especializaria na produção de proteína animal em 2030, com maior foco na conversão de ERL para novas áreas de pastagens. Por outro lado, o MATOPIBA continuaria convertendo ERL para a produção de soja, mantendo seu crescimento e especialização nessa cultura. Esse resultado confirma o que foi discutido em outras seções, indicando que com o desenvolvimento da área agrícola do Cerrado, o MATOPIBA se especializaria na produção de soja, corroborando com a aplicação da MC para evitar novas conversões florestais para esse cultivo (Brasil, 2019; Soterroni *et al.*, 2019).

Para a análise financeira do PSA, esta pesquisa considerou os cenários PSA (BT) e Base, que envolvem a conversão do ERL apenas para a produção de soja, milho e pastagens. Ressalta-se que o modelo não identificou a conversão de novas áreas para a produção de milho. A Figura 5 apresenta os valores que os produtores obteriam em 2030 ao comercializar soja ou gado no país, considerando ambos os cenários. Os valores referem-se à produção de gado, uma vez que a pastagem é utilizada diretamente como alimento para os animais. No cenário PSA (BT), os produtores gerariam aproximadamente R\$ 541,2 milhões com a produção de soja em uma área total de 79 mil hectares no Cerrado, sendo a produção predominantemente na região do MATOPIBA. Isso destaca a importância dessa região para a produção de soja e seu impacto no PIB brasileiro. Para a produção de pastagens, o modelo simulou um montante de aproximadamente R\$ 2,4 bilhões em uma área total de 112 mil hectares.

Figura 5 – Valores do PSA total que poderiam tornar os produtores indiferentes em relação a converter ou não suas áreas de ERL nos cenários Base e PSA (BT)

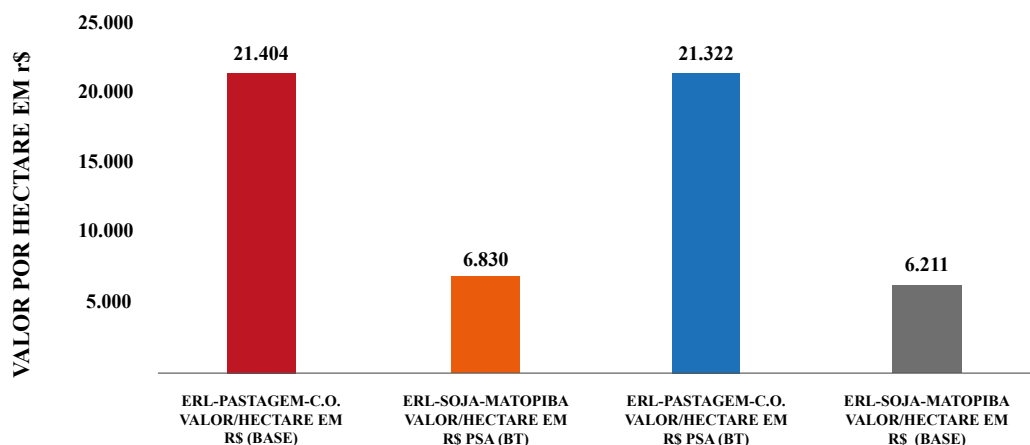


Fonte: Elaboração própria.

No cenário Base, a produção de soja no Cerrado resultaria em cerca de R\$ 724 milhões, abrangendo uma área de aproximadamente 116,5 mil hectares, enquanto a produção de pastagens geraria cerca de R\$ 6 bilhões em uma área próxima a 283 Mha, ver Figura 5. Esses valores evidenciam a relevância da produção de gado no contexto agrícola e econômico brasileiro, demonstrando o potencial da produção de pastagens como uma fonte significativa de receita para os produtores, tanto no cenário PSA (BT) quanto no cenário Base.

A Figura 6 apresenta os valores em reais por hectare por ano (ha/ano) que os produtores obteriam em 2030 nas regiões do Centro-Oeste e MATOPIBA, considerando as culturas de soja e pastagens isoladamente, nos cenários PSA (BT) e Base. Observa-se que a produção de soja na região Centro-Oeste é incipiente em ambos os cenários, enquanto no MATOPIBA a conversão de ERL para a produção de pastagens é inexistente em ambos os casos.

Figura 6 – Valor ganho por hectare de soja e pastagens em 2030 para os cenários Base e PSA (BT)



Fonte: Elaboração própria.

Na Figura 6, nota-se que os valores diferem entre as culturas e os cenários. No MATOPIBA, caso o cenário PSA (BT) fosse consolidado, os produtores receberiam aproximadamente 10% a mais em relação ao cenário Base. Isso sugere que, com alternativas mais rentáveis e ações pró-ambientais mais proeminentes, os produtores poderiam ter maior propensão à conservação ambiental. Em relação à produção de pastagens, que ocorreu apenas no Centro-Oeste, os valores que os produtores receberiam em ambos os cenários ficaram muito próximos: o cenário Base apresentou R\$ 21.404,00/ha/ano, e o cenário PSA (BT) apresentou R\$ 21.322,00/ha/ano, apenas 0,4% menor.

Diferente da produção de soja no MATOPIBA, onde os produtores receberiam mais no cenário PSA, incentivando ações pró-ambientais, a produção de pastagens no Centro-Oeste não apresentou a mesma tendência. Contudo, ao adotar o cenário PSA (BT), os produtores optariam por ações pró-ambientais, e o impacto financeiro seria mínimo, o que poderia incentivá-los a conservar as florestas. Além disso, as ações do PSA precisam do apoio governamental não apenas financeiro, mas também de outras políticas públicas atreladas ao extensionismo rural, ressaltando a importância da preservação.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

A pesquisa abordou, por meio de argumentos teóricos, a problemática da conversão florestal no Cerrado e mais especificamente na região de fronteira agrícola, o MATOPIBA. Utilizando o modelo EGC, BREA, o qual possui uma representação detalhada dos setores agropecuários e diversas categorias de usos da terra, o estudo buscou fundamentos tanto na teoria quanto em contribuições qualitativas sobre preferências e possibilidades de políticas.

O foco principal da pesquisa foi quantificar um mecanismo de Pagamento por Serviços Ambientais (PSA) no Excedente de Reserva Legal (ERL) no Cerrado, com especial atenção para a região do MATOPIBA até o ano de 2030. Essa abordagem integrada, que combina teoria econômica, representação detalhada dos setores e considerações sobre políticas ambientais, visa compreender e enfrentar os desafios associados à preservação ambiental e ao desenvolvimento econômico nas áreas de fronteira agrícola. Vale ressaltar que o problema de pesquisa que orientou este estudo questiona a respeito da MC, que pode vir a ocorrer em um futuro próximo.

Dessa forma, iniciativas como o Plano de Agricultura de Baixo Carbono (Plano ABC), o programa REDD, e a Lei 14.119 de 2021, que estabelece as diretrizes do PSA, têm o potencial de apoiar os produtores que ainda detêm áreas florestais em suas propriedades. Esta pesquisa simulou os valores capazes de tornar os produtores/detentores de terra indiferentes em converter ou não suas áreas de florestas nativas compostas pelo ERL no bioma Cerrado.

Os valores de PSA no Cerrado, para o cenário PSA (BT), variariam entre 6.830,00 ha/ano e 21.404,00 ha/ano para a produção de soja e pastagem. Os agentes representativos não converteriam florestas nativas da região Centro-Oeste para a produção de soja; no entanto, ocorreria conversão na região do MATOPIBA, logo, no bioma Cerrado. Para o MATOPIBA, o modelo simulou o valor de 6.830,00 ha/ano, que deveria ser pago aos produtores para que se tornassem indiferentes entre converter ou não o seu ERL em novas áreas produtivas. Em relação à produção de pastagens, o MATOPIBA não apresentou conversão florestal para esse fim, porém, o Centro-Oeste sim, e o valor do PSA simulado para que o produtor/detentor de terra se tornasse indiferente foi de 21.322,00 ha/ano.

Cabe ressaltar que os valores calculados representam uma alternativa, na qual os tomadores de decisão poderão utilizar como parâmetros para futuras políticas públicas. É inegável que o *trade-off* entre aumentar a produção agropecuária e não converter novas áreas de floresta nativa precisa levar em consideração as necessidades do produtor rural. Esta pesquisa abordou superficialmente essa questão complexa, com a perspectiva de que essas contribuições possam ter um impacto positivo. No entanto, ainda existem inúmeras questões em aberto a serem exploradas, muitas delas não resolvidas, exigindo assim muito trabalho a ser feito nos temas relacionados à proteção florestal.

REFERÊNCIAS

AGROSATÉLITE GEOTECNOLOGIA APLICADA LTDA. **Análise Geoespacial da Soja no Bioma Cerrado: Dinâmica da Expansão** | Aptidão Agrícola da Soja | Sistema De Avaliação Para Compensação Financeira: 2001 a 2019. - Florianópolis, 60 p.: il. 2020.

BRASIL. **Projeto de Lei nº 4203, de 2019**. Acesso em 05 de junho de 2024. Disponível em <<https://legis.senado.leg.br/sdleg-getter/documento?dm=7982420&ts=1630421338863&disposition=inline>> 2019.

_____. **Lei Federal nº 12.651, de 25 de maio de 2012**. Disponível em: L12651 (planalto.gov.br). Acesso em 01 de maio de 2024.

CABRAL, L.; SAUER, S.; SHANKLAND, A. **Introduction: Reclaiming the Cerrado—A Territorial Account of a Disputed Frontier**. v. 54. n. 1. p. 18. 2023.

CAETANO BACHA, C. J.; STEGE, A. L.; HARBS, R. Ciclos de preços de terras agrícolas no Brasil. **Revista de Política Agrícola**, v. 25, n. 4, p. 18-37, 2016.

COELHO, N. R. et al. Panorama das iniciativas de pagamento por serviços ambientais hídricos no Brasil. **Engenharia Sanitária e Ambiental**, v. 26, p. 409-415, 2021.

CONAB - COMPANHIA NACIONAL DE ABASTECIMENTO. **Acompanhamento da Safra Brasileira de grãos**, v. 8, n. 1 – Safra 2020/21- Primeiro levantamento, Brasília, p. 1-77, outubro. 2020.

DA SILVA, G. et al. Assessing the Impact of the ABC Cerrado Project. **Pesquisa Agropecuária Tropical**, v. 51, p. e66399-e66399, 2021.

DOS SANTOS PEREIRA, H. et al. Potential Economic Effectiveness of Payment for Environmental Services in a Protected Area in the State of Amazonas (Brazil). **Revista de Estudios Brasileños**, v. 8, n. 16, p. 69, 2021.

EMBRAPA - EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA. **Visão 2030: o futuro da agricultura brasileira**. Brasília, DF. p. 212. 2018.

ENGEL, S.; PAGIOLA, S.; WUNDER, S. Designing payments for environmental services in theory and practice: An overview of the issues. **Ecological Economics**, v. 65, p. 663-674. 2008.

FIAN INTERNACIONAL. **The Human and Environmental Cost of Land Business The case of MATOPIBA**, Brazil. 2018.

GUERRA, B. R. et al. Panorama das publicações científicas sobre Pagamentos por Serviços Ambientais no Brasil. **Ambiente & Sociedade**, v. 27, p. e01012, 2024.

GUILHOTO, J. et al. **Estimação da Matriz Insumo-Produto Utilizando Dados Preliminares das Contas Nacionais: Aplicação e Análise de Indicadores Econômicos para o Brasil em 2005**. Available at SSRN 1836495, 2010.

IBGE - INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Sistema de Contas Regionais**. Rio de Janeiro, 2020b. Disponível em: <<https://www.ibge.gov.br/estatisticas/economicas/contas-nacionais/9054-contas-regionais-do-brasil.html?edicao=32020&t=resultados>>. Acesso em 12 de maio de 2024.

_____. **Produção Agrícola Municipal**. Rio de Janeiro, 2020d. Disponível em: <<https://www.ibge.gov.br/estatisticas/economicas/agricultura-e-pecuaria/9117-producao-agricola-municipal-culturas-temporarias-e-permanentes.html?edicao=25369&t=destaques>>. Acesso em 12 de maio de 2024.

KALAMANDEEN, M. et al. Pervasive rise of small-scale deforestation in Amazonia. **Scientific reports**, v. 8, n. 1, p. 1-10, 2018.

LAPIG - LABORATÓRIO DE PROCESSAMENTO DE IMAGENS E GEOPROCESSAMENTO. **Atlas Digital das Pastagens Brasileiras**. 2020. Disponível em: <<http://atlasdaspastagens.ufg.br/>>. Acessado em 19 Maio 2024.

LIMA C. Z. Impacts of Low Carbon Agriculture in Brazil: a CGE application. 2017. 113f. **Tese** (Doutorado em Economia Aplicada) – Universidade Federal de Viçosa, Minas Gerais. 2017.

LIMA C. Z., GURGEL A. C. **The role of double cropping modeling for policy assessment in Brazil**. In: GTAP CONFERENCE 21.. p. 19, 2018.

MACA-MILLÁN, S.; ARIAS-ARÉVALO, P.; RESTREPO-PLAZA, L. Payment for ecosystem services and motivational crowding: Experimental insights regarding the integration of plural values via non-monetary incentives. **Ecosystem Services**, v. 52, p. 101375, 2021.

MAGALHÃES, I. B. et al. Brazilian Cerrado and Soy moratorium: Effects on biome preservation and consequences on grain production. **Land use policy**, v. 99, p. 105030, 2020.

MANIFESTO, **Cerrado The Future of the Cerrado in the Hands of the Market: Deforestation and Native Vegetation Conversion must be Stopped**. 2017. http://d3nehc6yl9qzo4.cloudfront.net/downloads/cerradoconversionzero_sept2017_2.pdf.

MAPA MINISTÉRIO DA AGRICULTURA, PECUÁRIA E ABASTECIMENTO. Brasil **Projeções do Agronegócio 2019/2020 a 2029/2030**. 2020.

MAPBIOMAS. **Desmatamento**. Acesso em <<https://plataforma.brasil.mapbiomas.org/>>. Acessado em 30 de abril de 2024.

MILLENNIUM ECOSYSTEM ASSESSMENT. **Ecosystems and human well-being: wetlands and water**. World resources institute, 2005.

MURADIAN, R.; CORBERA, E.; PASCUAL, U.; KOSOY, N.; MAY, P. H. Reconciling theory and practice: An alternative conceptual framework for understanding payments for environmental services. **Ecological Economics**, v. 69, p. 1202-1208. 2010.

NEPSTAD, L. S. et al. Pathways for recent Cerrado soybean expansion: extending the soy moratorium and implementing integrated crop livestock systems with soybeans. **Environmental Research Letters**, v. 14, n. 4, p. 044029, 2019.

PAGIOLA, S.; BISHOP, J.; LANDELL-MILLS, N. **Selling forest environmental services: market-based mechanisms for conservation and development**, London, UK: Earthscan. 2002.

PAGIOLA, S.; PLATAIS, G. **Payments for Environmental Services: From Theory to Practice**. Washington: World Bank. 2007.

PAGIOLA, S.; HONEY-ROSÉS, J.; FREIRE-GONZÁLEZ, J. **Evaluation of the permanence of land use change induced by payments for environmental services in Quindío, Colombia**. PloS one, v. 11, n. 3, p. e0147829, 2016.

PESCHE, D.; MÉRAL, P.; HRABANSKI, M.; BONNIN, M. **Ecosystem services: emergence of new paradigms within the economics of ecosystem**. In: MURADIAN, R.; RIVAL, L. (eds.) *Governing the provision of environmental services*. Springer. 2012.

POLIZEL, S. P. et al. Analysing the dynamics of land use in the context of current conservation policies and land tenure in the Cerrado–MATOPIBA region (Brazil). **Land Use Policy**, v. 109, p. 105713, 2021.

- POMPEU, N.; VILPOUX, O. F. Who wants to pay for Pantanal? Experiences of payment for environmental services in the preservation of a single biome. **Environmental Development**, v. 47, p. 100903, 2023.
- RAJÃO, R.; SOARES-FILHO, B. **Cotas de reserva ambiental (CRA): potencial e viabilidade econômica do mercado no Brasil**. Belo Horizonte, 2015.
- RICHETTI, A. Viabilidade econômica da cultura da soja para a safra 2021/2022, em Mato Grosso do Sul. **Embrapa Agropecuária Oeste-Comunicado Técnico (INFOTECA-E)**, 2021.
- RUTHERFORD T. F.; PATSEV S. V. **GTAPinGAMS and GTAP-EG: global datasets for economic reserach and illustrative models**. 2000.
- RUTHERFORD T. F. **GTAP6inGAMS: The dataset and static model**. Disponível em: <http://www.mpsge.org/gtap6/gtap6gams.pdf>. 2005.
- SEEG - SISTEMA DE ESTIMATIVAS DE EMISSÃO DE GASES DO EFEITO ESTUFA. **Análise das emissões de 2023 1970-2022 gases de efeito estufa e suas implicações para as metas climáticas do Brasil**. Período 1970 – 2022. Brasília. 2023.
- SOLIDARIDAD. **Potencial regional de expansão da soja no MATOPIBA**; São Paulo. 2021.
- SOTERRONI, A. C. et al. Expanding the soy moratorium to Brazil's Cerrado. **Science advances**, v. 5, n. 7, p. eaav7336, 2019.
- SPAROVEK, G. et al. Asymmetries of cattle and crop productivity and efficiency during Brazil's agricultural expansion from 1975 to 2006. **Elementa: Science of the Anthropocene**, v. 6, 2018.
- SPAROVEK, G. et al. Who owns Brazilian lands? **Land Use Policy**, v. 87, p. 104062, 2019.
- STOCCO, L.; SOUZA FERREIRA FILHO, J. B.; HORRIDGE, M. **Closing the Yield Gap in Livestock Production in Brazil: New Results and Emissions Insights**. In: **Environmental Economics and Computable General Equilibrium Analysis**. Springer, Singapore. p. 153-170. 2020.
- SUELA, A. G. L. et al. Conhecimento, percepção climática e comportamento pró-ambiental na agricultura. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 51, n. 3, p. 193-206, 2020.
- SUELA, A. G. L. et al. Análise de impacto econômico e relações setoriais entre MATOPIBA e o restante do brasil: uma abordagem por insumo-produto. **Informe GEPEC**, v. 26, n. 1, p. 62-86, 2021.
- SUELA, A. G. L. et al. Impact of gross domestic product growth on Brazilian native forests: a computable general balance analysis. **Informe Gepec**, v. 27, n. 1, p. 228-245, 2023.
- SUELA, A. G. L. Análise econômica da conversão de florestas nativas e seu impacto no PIB do Brasil até 2030. **Caderno Pedagógico**, v. 21, n. 3, p. e3054-e3054, 2024a.
- SUELA, A. G. L. et al. Análise comparativa das emissões de gases de efeito estufa nas regiões do SEALBA e MATOPIBA. **Caderno Pedagógico**, v. 21, n. 9, p. e7410-e7410, 2024b.
- SUELA, A. G. L. et al. SEALBA: uma análise a partir da aplicação da matriz de insumo-produto. **Revista de Gestão e Secretariado**, v. 16, n. 1, p. e4556-e4556, 2025.
- TIETENBERG, T.; LEWIS, L. **Environmental and natural resource economics**. Routledge, 2018.

WINKEL, G. et al. Governing Europe's forests for multiple ecosystem services: Opportunities, challenges, and policy options. **Forest Policy and Economics**, v. 145, p. 102849, 2022.

WUNDER, S. Payments for environmental services: some nuts and bolts., Bogor, Indonesia: CIFOR Occasional Paper No. 42. **Center for International Forestry research**. 2005.

XU, J. et al. Double cropping and cropland expansion boost grain production in Brazil. **Nature Food**, v. 2, n. 4, p. 264-273, 2021.

APÊNDICE A – TABELA A.1 - VALORES DA TERRA COM VEGETAÇÃO NATIVA POR HECTARE E OS CUSTOS PARA CONVERSÃO EM PASTAGEM, MILHO OU SOJA (ERL)

Custos de Conversão dos ERLs	REGIÕES BRASILEIRAS											
	SUL				CENTRO-OESTE				NORDESTE			
	SOJA	PASTO	MILHO		SOJA	PASTO	MILHO		SOJA	PASTO	MILHO	
	FERTILIZANTES	7,1%	8,3%	4,3%	FERTILIZANTES	10,6%	13,5%	6,9%	FERTILIZANTES	16,2%	24,0%	11,7%
FERTILIZANTES	DEFENSIVOS	4,9%	0,0%	2,4%	DEFENSIVOS	7,3%	0,0%	3,7%	DEFENSIVOS	11,1%	0,0%	6,3%
DEFENSIVOS	QUIMICOS	1,1%	1,2%	1,4%	QUÍMICOS	1,6%	2,0%	2,2%	QUIMICOS	2,4%	3,6%	3,7%
QUÍMICOS	CAPITAL	14,8%	7,3%	12,1%	CAPITAL	22,2%	11,9%	19,2%	CAPITAL	33,9%	21,1%	32,5%
CAPITAL	TRABALHO	2,6%	2,1%	2,0%	TRABALHO	3,8%	3,4%	3,2%	TRABALHO	5,8%	6,0%	5,4%
Sementes	TERRA	67,4%	78,6%	75,4%	TERRA	51,3%	65,1%	60,9%	TERRA	25,6%	37,9%	33,8%
Custos administrativos	SERVIÇOS	2,2%	2,5%	2,4%	SERVIÇOS	3,2%	4,1%	3,8%	SERVIÇOS	4,9%	7,3%	6,5%

CONVERGÊNCIA NAS DESPESAS ORÇAMENTÁRIAS DOS MUNICÍPIOS DA BAHIA

Convergence in the local spending of municipalities in Bahia

Antônio Eduardo Silva Almeida

Economista. Mestre em Economia pela Universidade Federal do ABC. Analista de Investimentos no Itaú Unibanco. Praça Alfredo Egydio de Souza Aranha, 100, Torre Olavo Setubal, Parque Jabaquara - CEP 04344-902. antonioeduardo.ufs@gmail.com

Ricardo Batista Politi

Economista. Doutor em Economia pela Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas. Professor Associado da Universidade Federal do ABC. Alameda da Universidade, s/nº, Bairro Anchieta, São Bernardo do Campo, SP, CEP 09606-045. ricardo.politi@ufabc.edu.br

Diogo de Prince Mendonça

Economista. Doutor em Economia pela Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas. Professor Adjunto Universidade Federal de São Paulo, , Escola Paulista de Política, Economia e Negócios. R. Oleska Winogradow, nº 100 - Jardim das Flores, Osasco - SP, CEP 06120-042. diogo.mendonca@unifesp.br

Resumo: Desde o trabalho de Baumol (1986), o debate sobre convergência se concentra na avaliação de crescimento econômico. Esse trabalho pretende contribuir com a literatura ao investigar se o crescimento dos gastos do governo seria um fator que, assim como a renda, tem um processo de convergência envolvido. Em particular, é analisada a hipótese de convergência para as despesas orçamentárias *per capita* para os municípios da Bahia entre 2003 a 2019. A hipótese de convergência estaria associada ao retorno marginal decrescente dos gastos do governo. Os resultados sugerem que há evidência para beta-convergência das despesas orçamentárias per capita e também para o PIB per capita. As estimativas indicam que municípios com menor despesa orçamentária per capita levam 7,3 anos para reduzir à metade a diferença em relação a localidades com maior despesa per capita, que é a definição de meia vida. O tempo de meia vida encontrado é menor para a despesa orçamentária per capita (7,3 anos) do que para o PIB per capita (12 anos).

Palavras-chave: Convergência, orçamento, gastos locais, PIB per capita.

Abstract: Since Baumol (1986), the debate on convergence has targeted on the assessment of economic growth. This work aims to contribute to the literature by investigating whether the growth in government spending, like income, is associated to a convergence process. In particular, the analysis considers the convergence of per capita budget expenditures for the municipalities of Bahia between 2003 and 2019. The convergence hypothesis is associated with the decreasing marginal return of government spending. The results suggest that there is evidence for beta-convergence of budget expenditures per capita and also for GDP per capita. The estimates indicate that municipalities with lower budget expenditures per capita take 7.3 years to reduce the difference in relation to localities with higher per capita expenditures by half, which is the definition of half-life. The half-life found is shorter for budget expenditures per capita (7.3 years) than for GDP per capita (12 years).

Keywords: Convergence, budget, local expenditure, GDP per capita.

1 INTRODUÇÃO

Na literatura econômica, o debate sobre convergência se concentra na avaliação de crescimento econômico, de tal forma a mensurar se o crescimento vem sendo equânime entre as regiões ou se segue uma tendência de aumento da disparidade entre elas. Nessa abordagem, a discussão se concentra na análise do Produto Interno Bruto (PIB) *per capita* como variável explicada. De maneira diferente, a ideia de convergência apenas na variável de crescimento econômico vem sendo extensivamente posta à prova na literatura por diferentes autores (Barro; Sala-i-Martin, 1991; Islam, 1995). De fato, uma parcela crescente da literatura passou a questionar se a convergência de outras variáveis, como o gasto *per capita* em saúde e índice de desenvolvimento humano municipal (IDHM), em contraposição à variável PIB *per capita*, não seria mais interessante para discutir o desenvolvimento das localidades no decorrer do tempo (Freitas; Cabral, 2012; Royeula, 2013).

Em especial, Skidmore e Deller (2008) se destacam por investigar a convergência dos gastos públicos locais em contraposição à convergência da renda *per capita*. A hipótese principal dos autores considera que os gastos são convergentes no decorrer do tempo, já que existiria retorno marginal decrescente dos gastos do governo. Desse modo, as regiões que gastaram mais no passado passariam a ter menos incentivos para aumentar esse gasto, ao contrário das regiões que gastaram menos anteriormente. Se existisse uma correlação positiva entre gastos de governo e riqueza da economia, haveria um processo de convergência dos gastos do governo dos municípios mais pobres em direção aos municípios mais ricos.

No presente artigo, comparam-se os resultados para a hipótese de convergência do PIB *per capita*, como os gastos nos municípios da Bahia entre 2003 e 2019. A Bahia é um caso interessante, pois além de ser o estado mais populoso do Nordeste, é o estado que apresenta o maior número de municípios na Região e o quarto estado mais populoso no Brasil, segundo o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). A utilização de municípios do mesmo estado é mais adequada em termos da agregação e permite maior homogeneidade entre as localidades analisadas quando comparadas com análises entre estados ou países. Em relação ao referencial metodológico, este trabalho utiliza um painel de dados para estimar a beta – convergência das despesas orçamentárias (absoluta e condicional) pelo Método de Momentos Generalizados (GMM), e sigma () – convergência por meio do coeficiente de variação.

Assim, o presente artigo pretende contribuir com a literatura de convergência ao investigar se o crescimento das despesas orçamentárias seria um fator que, assim como a renda, teria um processo de convergência envolvido. Para atender esse objetivo, este trabalho apresenta mais cinco seções, além desta introdução. A seção 2 traz uma revisão da literatura, levando em consideração estudos que incluem na discussão outras variáveis dependentes. A seção 3 descreve a metodologia utilizada neste trabalho. Na seção 4, é feita a análise dos resultados obtidos, enquanto a seção 5 discute as considerações finais e perspectivas de pesquisas futuras.

2 TEORIA DA CONVERGÊNCIA

Entre o fim do século XX e início do século XXI, na literatura internacional e nacional, a ideia de beta (β) – convergência¹ de renda absoluta e condicional foi recorrentemente abordada. A ideia de convergência parte do pressuposto de que os países/regiões tendem a convergir nas suas rendas, sendo que locais mais pobres tendem a acompanhar os mais ricos no longo prazo (Baumol, 1986). Isso ocorreria devido aos países ou regiões mais pobres terem uma alta taxa de crescimento da

1 A designação "beta" é utilizada porque o resultado da estimativa de convergência é expresso no sinal negativo atribuído ao beta que está associado à variável defasada. Se esse beta for estatisticamente significativo e negativo, indica que ocorre convergência. Além disso, na estimação de convergência absoluta considera-se apenas a variável explicativa defasada no modelo. Já na estimação de convergência condicional, adicionam-se outros controles, além da variável defasada (Durlauf *et al.*, 2005).

renda, enquanto os países mais ricos já estariam com taxas de crescimento mais próximas do seu estado estacionário e, por isso, cresceriam a taxas menores.

A estrutura teórica utilizada primordialmente na construção do debate sobre convergência advém de Solow (1956), que concluiu que, ao aplicar os fatores de produção, capital e trabalho, há retornos marginais decrescentes para o capital em termos da função produção, os quais são remunerados de acordo com sua produtividade marginal. Isso aplicado à teoria de convergência de renda entre as regiões faz com que, na média, quando se consideram diferentes regiões, aquelas com menor estoque de capital acabam tendo uma taxa de retorno desse capital mais alta. Assim, elas crescem a taxas maiores do que as regiões mais ricas, que têm um maior nível de capital, mas com esse capital já apresentando um retorno marginal pequeno (ou menor do que a região mais pobre).

A partir daí, deu-se início a estudos empíricos acerca de convergência. Nesse caso, ainda levando em consideração a convergência absoluta, em que as economias convergiriam para um mesmo estado estacionário no longo prazo, Baumol (1986) fez um estudo analisando 16 países desenvolvidos e em desenvolvimento, mas que tinham em comum um maior grau de industrialização, para o período de 1870-1979. O que ele encontrou foi uma correlação negativa entre taxa de crescimento do PIB *per capita* e o PIB *per capita* em nível no ano base, mostrando então que países mais ricos tinham uma taxa de crescimento menor do que os pobres na média.

De Long (1988), entretanto, apontou inconsistências no trabalho de Baumol (1986). Essas inconsistências estavam, principalmente, no viés na seleção dos países utilizados no estudo. Com o debate sobre convergência ainda em aberto, Lucas (1988) aponta para uma questão que depois viria a ser adicionada à teoria. Segundo ele, considerar em nível de comparação as regiões de um mesmo país para a avaliação de crescimento seria muito mais coerente do que quando se comparam países. Posteriormente, Barro e Sala-i-Martin (1991) alegaram que realmente há maior possibilidade de se encontrar convergência absoluta de renda de forma mais rápida quando se levam em conta as regiões de um mesmo país, do que quando são comparados diferentes países. Isso se dá pois, segundo eles, há uma menor heterogeneidade em termos econômicos entre regiões de um mesmo país do que quando se comparam vários países. Os autores também incluem na discussão o conceito de sigma (σ) – convergência, baseado no conceito de variância².

Por sua vez, Mankiw *et al.* (1992) propuseram uma evolução ao modelo de Solow, essa consiste no fato de se levar em consideração não apenas o capital físico, mas também o capital humano. Assim, a diferença no estado estacionário ocorreria por questões relacionadas ao nível do capital físico, capital humano e da taxa de crescimento populacional, o que ficou conhecido como “modelo de Solow ampliado” e o que culminaria na análise de convergência condicional. Os autores argumentam que o modelo de Solow só levaria, na verdade, à convergência das regiões que partilhassem de um mesmo nível de renda *per capita*, capital físico e humano, além de mesmo crescimento populacional e investimento.

No Brasil, o tema convergência também foi abordado de diferentes formas e por diferentes autores. Há desde uma abordagem que leva em conta a diferença ao usar dados cross-section e dados em painel até a relação de agregação em estados, microrregiões, municípios, entre outros (Ferreira; Ellery Junior, 1996; Barreto; Almeida, 2008; Reis, 2008; Resende, 2011).

Como destaque, e se aproximando mais deste trabalho em termos regionais, Matos Filho *et al.* (2012) abordaram a existência de convergência de renda nas microrregiões da região nordestina, usando modelos de beta (β) – convergência e sigma (σ) – convergência. Eles concluíram que a disparidade em termos de renda *per capita* no Nordeste diminuiu entre 1985 e 2008. Já Guimarães e Almeida (2017) fazem uma análise de convergência de renda, entretanto buscando fazer para diferentes níveis de agregação (municipal, microrregião, mesorregião e estadual), entre os anos de 1999 e 2005. Os autores assinalam que quanto maior a agregação geográfica, maiores tendem a ser

2 Barro e Sala-i-Martin (1991) se aprofundam em termos de derivações do conceito de sigma (σ) – convergência, entretanto ficando restritos aos estados do Estados Unidos. Isso foi ampliado em Barro e Sala-i-Martin (1992).

os valores de convergência. Desse modo, os autores sinalizam cautela na interpretação de resultados de estudos que levem em conta convergência de renda, justamente por conta desses diferentes níveis de agregação (Guimarães e Almeida, 2017).

2.1 Outras aplicações para abordagens de Convergência

Diferentemente da maior parte dos trabalhos sobre convergência, que abordam a perspectiva da renda ou PIB *per capita*, existem trabalhos que exploram outras variáveis. É o caso, por exemplo, do trabalho de Royeula (2013), que busca analisar a convergência não só do ponto de vista econômico, mas também social, considerando os estados da Colômbia entre os anos de 1975 e 2005. Os autores consideram variáveis como PIB *per capita*, renda real familiar disponível, expectativa de vida ao nascer, taxa de sobrevivência infantil, taxa de alfabetização (proporção dos indivíduos que sabem ler) e taxa de homicídio. Já Marchante e Ortega (2006) estudaram 17 regiões da Espanha entre os anos de 1980 e 2001, tendo como objetivo mensurar a existência de convergência do ponto de vista da qualidade de vida. Os autores usam indicadores de saúde (caracterizado pela expectativa de vida ao nascer, taxa de sobrevivência infantil e a probabilidade ao nascer de o indivíduo alcançar os 60 anos), educação (taxa de alfabetização entre adultos e a média de anos de estudos pra indivíduos que estão em idade ativa de trabalho) e renda (Valor Adicionado Bruto, VAB *per capita* e desemprego de longo prazo, maior que 12 meses).

Em relação ao Brasil, Cavalcante *et al.* (2010) fazem uma análise de convergência, tanto condicional quanto absoluta, do IDH para os municípios do Acre entre 1991 e 2000. Já em Lins *et al.* (2015), há uma análise de convergência absoluta e condicional para os municípios da Região Nordeste entre os anos de 2000 a 2010 considerando-se a variável IDHM (índice de desenvolvimento humano municipal). Os autores, observam a existência de beta (β) – convergência, absoluta e condicional, do IDHM para os municípios do Nordeste brasileiro, onde, devido à dependência espacial positiva, os municípios com alta taxa de crescimento do IDHM geralmente estão próximos uns dos outros.

Por fim, em Freitas e Cabral (2012), a convergência colocada em pauta é a convergência nos gastos *per capita* em saúde. Em sua análise, os autores levaram em conta quase a totalidade dos municípios brasileiros para o período de 2003 a 2008. Observou-se convergência absoluta e condicional para os municípios analisados, entretanto as convergências condicionais aqui observadas são maiores entre os municípios mais ricos (localizados na Região Sul, Sudeste e no litoral do Nordeste) e não entre os mais pobres, como se observa na maioria dos trabalhos que debatem a temática de convergência. Isso causaria um problema de divergência dos gastos entre esses municípios, visto que a saúde é um importante fator potencializador do bem-estar e da produtividade de determinada região, o que faz com que tenha um crescimento econômico maior.

Além dos trabalhos citados anteriormente, Skidmore e Deller (2008) estimam a convergência das despesas orçamentárias para 543 localidades do estado de Winsconsin nos EUA entre 1990-2000. Os resultados indicam convergência tanto para as despesas locais *per capita* quanto para outras quatro subcategorias de despesas analisadas (segurança pública, manutenção de estradas, coleta e descarte de lixo e qualidade de vida). Essa abordagem será utilizada como referencial analítico para este trabalho e é descrita na subseção 2.2 a seguir.

2.2 Abordagem de Convergência utilizando despesas orçamentárias

Para estimar a existência de convergência (absoluta e condicional) levando em conta as despesas totais municipais *per capita*, Skidmore e Deller (2008) desenvolvem um modelo no qual o crescimento dos gastos públicos é a variável dependente. O modelo assume que municípios com alto nível de despesas no passado tendem a ter um menor incentivo para gastar mais no período presente do que municípios que tiveram um menor nível de despesas no passado. Se verdadeiro, esse comportamento geraria um processo de convergência dos municípios que gastaram menos no passado com relação àqueles que gastaram mais.

As estimativas de crescimento das despesas municipais seguem a equação:

$$\ln\left(\frac{g_{j,i,t}}{g_{j,i,t-1}}\right) = \delta + \beta_1 \ln g_{j,i,t-1} + \beta_2 X_{m,j,i,t} + \varepsilon_{j,i,t} \quad (1)$$

onde j indica o tipo de despesa do município i para o tempo t . O gasto municipal *per capita* é descrito como $g_{j,i,t}$; a defasagem do gasto municipal *per capita* é simbolizada por $g_{j,i,t-1}$, as variáveis utilizadas como controles são representadas pelo vetor $X_{m,j,i,t}$, onde m representa o número de variáveis de controle e $\varepsilon_{j,i,t}$ representa o resíduo.³

Em Skidmore e Deller (2008), a convergência dos gastos do governo está relacionada à demanda e à oferta. Do lado da demanda, a despesa pública pode ser vista como um fator endógeno ao crescimento regional, ou seja, o processo de aumento da renda está associado a um aumento na procura por serviços públicos, gerando, por consequência, um aumento das despesas do governo. Esse comportamento refletiria a elasticidade da demanda em relação à renda.

Já em relação à oferta, essa dinâmica dos gastos públicos tem um efeito parecido com o que é visto em relação ao investimento, conhecido na literatura como retorno marginal decrescente do capital. Nesse caso, localidades que já apresentavam gastos maiores no período anterior acabam tendo menos incentivos para gastar no período seguinte (retorno marginal do capital decrescente, mantidos os demais fatores constantes). Ao passo que os que gastaram menos nos períodos precedentes acabam tendo mais incentivo para gastar no período seguinte, porque o retorno marginal do gasto do governo é maior do que para aquelas localidades que gastaram mais. Esse comportamento, se ocorrer, implicaria na convergência dos gastos públicos locais.

3 METODOLOGIA

A partir do referencial de teoria de convergência, este trabalho tem como propósito analisar a possível existência de sigma (σ) – convergência e beta (β) – convergência (absoluta e condicional) das despesas orçamentárias entre os municípios baianos no período de 2003 a 2019. Para atingir esse objetivo, são utilizados dados em painel dos municípios da Bahia. Conforme pontuado por Barro e Sala-i-Martin (1991), a utilização de municípios do mesmo estado tem menor cautela em termos da agregação e permite maior homogeneidade entre as localidades analisadas quando comparada com análises entre estados ou países.

3.1 Sigma – convergência

A análise de sigma (σ) – convergência consiste na análise da convergência, considerando-se a dispersão da variável explicada (despesa orçamentária *per capita*). Desse modo, quanto menor for a dispersão da variável explicada, menor seria o diferencial de crescimento entre as regiões pobres e ricas, sendo que esse resultado em si já sinalizaria a existência de convergência da variável analisada (Barro; Sala-i-Martin, 1991; Sala-i-Martin, 1996; Ferreira; Ellery Júnior, 1996).

Segundo Durlauf *et al.* (2005), a sigma (σ) – convergência seria uma extensão do ferramental usado para se medir convergência na forma tradicional (beta (β) – convergência). No caso do sigma (σ) – convergência, procura-se obter uma visão geral da distribuição das despesas, pesando menos a relação da despesa no período inicial (t), mas em termos da diminuição da dispersão no decorrer do tempo. Isso ocorreria quando há uma diminuição da variância, conforme descrito na expressão:

3 Na Equação (1), $\beta_1 = \beta - 1$, onde $\beta_1 < 1$ indica retornos marginais decrescentes das despesas do governo.

$$\sigma_{logy,t}^2 - \sigma_{logy,t+T}^2 > 0 \quad (2)$$

onde σ^2 é a variância, y são as despesas orçamentárias e t é o ano. De forma que há sigma (σ) – convergência quando a variância em $t+1$ é menor do que em t . Portanto, a sigma (σ) – convergência indica a diminuição da dispersão da variável dependente no longo prazo.

Assim, para estimar a sigma (σ) – convergência, é empregado o coeficiente de variação (CV). O cálculo do CV segue a estrutura de painel de dados da pesquisa e calcula a razão anual para a amostra, conforme descrito na Equação (3):

$$CV_{ano} = \frac{\sigma}{\bar{x}} \quad (3)$$

em que σ corresponde ao desvio padrão anual das localidades da amostra e $\bar{x}$ se refere à média anual para todos os municípios da amostra, ambos referindo-se nessa pesquisa às despesas orçamentárias municipais. Ferreira e Ellery Júnior (1996) argumentam que essa aplicação é uma forma relevante de se estimar a sigma (σ) – convergência, pois o uso do CV indica convergência somente quando há uma queda da dispersão dos valores. Segundo os autores, se fosse levada em conta apenas a variância, haveria uma subestimação dos valores, pois no caso de valores monetários, há uma tendência de crescimento desses, acarretando por consequência o aumento da variância.

3.2 Modelo de dados em painel para beta – convergência

Já em relação ao modelo de beta convergência, conforme explicado na subseção 2.2, espera-se que o coeficiente β seja negativo para as despesas locais — devido à hipótese de retornos marginais decrescentes extraída do modelo de crescimento neoclássico de Solow (1956) — e seja estatisticamente significativa. Dessa maneira, o modelo de convergência das despesas para dados em painel baseado em Skidmore e Deller (2008) é decorrente da Equação (1):

$$\Delta G_{i,t} = \beta_1 G_{i,t-1} + \beta_2 X'_{i,t} + Localidade_i + Ano_t + \epsilon_{i,t} \quad (4)$$

em que i corresponde aos municípios, t ao período de tempo, $\Delta G_{i,t}$ representa a taxa de crescimento das despesas orçamentárias *per capita*⁴, $G_{i,t-1}$ é a despesa orçamentária *per capita* defasada. Espera-se que o coeficiente β_1 ($\beta_1 = \beta - 1$, conforme Equação 1) tenha sinal negativo para que existam retornos decrescentes nos gastos do governo. $X'_{i,t}$ representa as variáveis de controle e que também foram instrumentalizadas; e $\epsilon_{i,t}$ é o termo idiossincrático. A equação também inclui um conjunto de variáveis binárias (*dummy*) para controlar choques temporais comuns para todos os municípios em cada ano (*Ano*) e variáveis binárias para controlar fatores específicos de cada município que não se alteram com o tempo (*Localidade*).⁵

4 Conforme descrito na Equação (1), $\Delta G_{i,t} = \ln\left(\frac{g_{i,t}}{g_{i,t-1}}\right)$.

5 A introdução do fator tempo é importante para acompanhar o crescimento da produtividade das localidades e, por outro lado, a inclusão do efeito específico de município captura as diferenças que existem no nível de renda e que não são capturadas pelas variáveis explicativas (Durlauf *et al.*, 2005).

Para estimar o painel descrito na equação (4), é utilizado GMM sistêmico. Segundo Roodman (2006), o GMM é uma técnica estatística versátil que oferece uma série de vantagens. A primeira vantagem seria a flexibilidade que essa técnica permite na modelagem das relações entre diversas variáveis econômicas, sem impor muitas restrições à forma funcional das equações.

Além disso, o GMM é uma ferramenta para tratar dois problemas comuns em análises econômicas de convergência: endogeneidade e autocorrelação. O método de GMM oferece uma maneira de lidar com endogeneidade ao usar a primeira diferença da equação. É possível utilizar a própria variável em nível defasada em ordens superiores (a partir de $t-2$) como instrumento para a variável explicativa, segundo Arellano e Bond (1991).

O GMM sistêmico combina condições de momentos em primeira diferença com condições de momento do modelo em nível. Ou seja, conforme proposto por Blundell e Bond (1998), a regressão sistêmica usa estimação em nível e em primeira diferença. Adicionalmente, é utilizada a estimação em duas etapas, em que as estimativas na primeira etapa são utilizadas para estimar os parâmetros na etapa seguinte.⁶ Deve-se ressaltar ainda que a variável dependente defasada é instrumentalizada com ordens de defasagens mais altas, começando em $t-3$. GMM sistêmico tem menor variância e menor viés que usar apenas a equação em primeira diferença (Cameron; Trivedi, 2009; Phillips; Han, 2018).

Para a estimação ser consistente, é necessário que os erros não tenham autocorrelação (Cameron; Trivedi, 2009). A validade do modelo é verificada pelo teste de autocorrelação (teste AR) e teste de sobreidentificação das variáveis (teste de Hansen).⁷

O teste de Hansen tem como hipótese nula que as condições de momento adicionais utilizadas na estimação são atendidas. Por isso é um teste no caso de estar sobreidentificado: maior número de condições de momento do que de parâmetros a serem utilizados. A validade do modelo depende de não rejeitar a hipótese nula de que as condições de momento adicionais adotadas são zero. O GMM é consistente se as condições de momento forem atendidas.

O segundo teste é de correlação serial nos resíduos. O estimador é consistente se os resíduos não apresentarem correlação serial. Esse teste AR criado por Arellano e Bond (1991) analisa os resíduos do modelo em primeira diferença. Como há correlação serial do resíduo de primeira ordem por construção, o foco passa a ser a segunda ordem. Então, o teste de autocorrelação do resíduo de segunda ordem tem como hipótese nula que os resíduos são não correlacionados serialmente e sob a alternativa de correlação entre os resíduos.

3.3 Velocidade de convergência e tempo de meia-vida

Além das estimativas de sigma (σ) – convergência e beta (β) – convergência, é possível calcular o tempo que levaria para os municípios mais pobres conseguirem chegar à metade das despesas dos municípios mais ricos, o que é conhecido por tempo de meia-vida (Matos Filho *et al.*, 2012). No caso de convergência absoluta, o tempo de meia-vida estima o tempo necessário para o município com menor despesa orçamentária chegar à metade da despesa orçamentária do município de maior despesa. Já na convergência condicional, busca estimar qual o tempo em que os municípios acabam chegando à metade do estado estacionário das suas próprias despesas orçamentárias.

Inicialmente, para o cálculo da meia-vida, é necessário calcular a velocidade de convergência (ω). Segundo Matos Filho *et al.* (2012), pode ser representada por:

6 As propriedades assintóticas dos testes estatísticos na especificação das duas etapas costumam apresentar menor variância em comparação com estimadores de uma etapa, segundo Roodman (2006).

7 A estimação por GMM é geralmente realizada em duas etapas. Na primeira etapa, é estimada a matriz de pesos usando as condições de momentos. Na segunda etapa, a matriz de pesos é usada para estimar os parâmetros do modelo (Roodman, 2006).

$$\omega = \frac{-\ln(1 + \beta \cdot t)}{t} \quad (5)^8$$

Então, tendo o valor de ω , o tempo de meia-vida pode ser obtido por:

$$MV = \frac{\ln(2)}{\omega} \quad (6)^9$$

Essa estimativa pode servir, entre outras coisas, como parâmetro para o aperfeiçoamento de políticas de crescimento, pois, dado um panorama de convergência mais lento e consequentemente com uma meia-vida maior, seria possível ajustar as políticas públicas para acelerar tal processo.

3.4 Base de dados

Para estimar o modelo de convergência, serão utilizados dados dos municípios do estado da Bahia, para o período de 2003 a 2019. O estado da Bahia foi escolhido por ser a maior economia da Região Nordeste (responsável por cerca de 30% do PIB de toda a Região), além de também ser o estado com a maior população, território e número de municípios do Nordeste (IBGE, 2022). Os dados foram coletados no Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), na Relação Anual de Informação Social (RAIS), na Secretaria do Tesouro Nacional e no Sistema de Informações Contábeis e Fiscais do Setor Público Brasileiro (Siconfi).

Conforme descrito na seção 2.2.1, a variável dependente escolhida neste trabalho é a taxa de crescimento das despesas orçamentárias *per capita*, disponível no Siconfi e IBGE. Para Royeula (2013), Becker *et al.* (2005) e Marchante e Ortega (2006), a variável PIB *per capita*, apesar de ser recorrentemente utilizada na literatura como variável dependente, não é uma boa forma de refletir o crescimento das regiões. De maneira diferente, as despesas orçamentárias são recursos usados diretamente pelo governo do município e, desse modo, ajudam a compreender o nível de desenvolvimento do município e diminuiriam possíveis questões de concentração¹⁰ existentes no PIB *per capita*. Em resumo, assume-se que o aumento das despesas do município esteja positivamente associado ao processo de crescimento.

Do ponto de vista das variáveis explicativas, serão consideradas variáveis que podem afetar também os aspectos sociais dos municípios. Desse modo, é utilizada a razão das pessoas com ensino fundamental completo, ou mais, no mercado formal sobre a população estimada, que tem como objetivo capturar o efeito da escolaridade da força de trabalho nas despesas. Também é usada como covariada a razão da força de trabalho sobre a população estimada que busca captar em que medida a variação na força de trabalho afeta o nível de despesas municipais. Outra variável de controle inclui o número total de estabelecimentos declarantes da RAIS¹¹, que busca verificar se

8 A velocidade de convergência segue $\beta = -\frac{\partial \delta_{\hat{g}}}{\partial \ln(\hat{g})}$, onde $\delta_{\hat{g}} = -\beta \ln\left[\left(\frac{g}{\hat{g}^*}\right)\right]$, vide Barro e Sala-i-Martin (1992) para detalhes.

9 A solução para a equação $\delta_{\hat{g}} = -\beta \ln\left[\left(\frac{g}{\hat{g}^*}\right)\right]$ segue $\ln(\hat{g}_t) = (1 - e^{-\beta t})\ln(\hat{g}^*) + e^{-\beta t}\ln(\hat{g}_0)$, onde a metade entre $\hat{g}_0$ e $\hat{g}^*$ satisfaz a condição $e^{-\beta t} = \frac{1}{2}$, daí a expressão “meia-vida”. Vide Barro e Sala-i-Martin (1992) para detalhes.

10 Uma determinada região pode ter um grande PIB *per capita*, mas na verdade ele estaria concentrado na mão de poucos, não gerando bem-estar de forma ampla para a população (Becker *et al.*, 2005).

11 O número total de estabelecimentos declarantes na RAIS inclui todos os estabelecimentos do setor público e privado que possuem a partir de 1 (um) ou mais vínculos empregatícios.

a variação na quantidade de empreendimentos afeta as despesas municipais. Conforme discutido em Mankiw *et al.* (1992), o uso dos controles buscou ancorar-se não só no capital físico, mas também no capital humano e no crescimento populacional — aqui refletidos nas variáveis educação e trabalho, por exemplo.

Por fim, a última variável de controle considera o fundo de participação dos municípios (FPM). Esse fundo se constitui na principal fonte de receita para a maioria dos municípios do Brasil, podendo dessa forma afetar a velocidade de convergência de suas despesas. Conforme discutido em Gasparini e Miranda (2006), a grande maioria dos municípios não apresenta capacidade arrecadatória significativa, e o FPM é uma importante fonte de diminuição das disparidades orçamentárias por meio da distribuição de parte dos tributos arrecadados. Segundo os autores, essa forma de distribuição faz com que os municípios menores acabem recebendo mais do FPM — proporcionalmente à sua população — do que municípios maiores, o que pode gerar incentivos positivos (caso o recurso seja bem gasto) ou negativos (em caso de má gestão).¹²

Deve-se ressaltar que dos 417 municípios do estado, apenas 262 apresentam informações preenchidas para todos os anos do período de análise. Portanto, a abordagem em painel balanceado considerará esse número de unidades de observação.¹³ A seção 4 descreve os resultados obtidos.

4 RESULTADOS

Nesta seção são apresentados os resultados encontrados da estimação de sigma (σ) – convergência e beta (β) – convergência para dados em painel balanceado.¹⁴ Para efeito de comparação, os resultados sobre a variável despesa orçamentária *per capita* são apresentados juntamente com as estimativas para PIB *per capita*. A ideia é verificar se a trajetória de convergência entre as duas variáveis é semelhante ou não. Além disso, são apresentados os resultados das estimativas de velocidade de convergência e o tempo de meia-vida.

4.1 Sigma σ – convergência

A partir da amostra para painel balanceado de 262 municípios baianos entre os anos de 2003 e 2019, foi calculada a média e o desvio-padrão das despesas orçamentárias *per capita* e o PIB *per capita* para cada ano. No momento seguinte, foi calculado o coeficiente de variação, conforme descrito na equação (3), sendo esse número definido como o valor do sigma (σ) – convergência das variáveis. A Figura 1 traz a evolução dessas estimativas para as duas variáveis.

A análise da Figura 1 permite observar que, exceto para alguns anos (principalmente o ano de 2006), há uma tendência clara de diminuição do coeficiente de variação das despesas orçamentárias no período analisado. De fato, apesar de a trajetória descendente não acontecer de forma

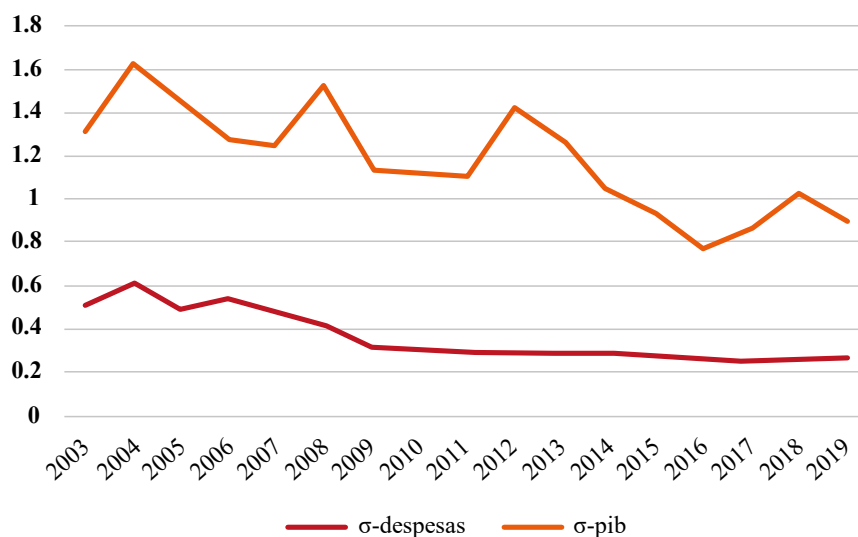
12 A arrecadação do FPM segue o repasse de 22,5% do valor líquido arrecadado do Imposto de Renda (IR) e do Imposto sobre Produtos Industrializados (IPI). Desse montante, 10% são direcionados para as capitais e 90% ao restante dos municípios do Brasil. Entretanto, dos 90% distribuídos aos municípios em geral, quatro por cento são direcionados para os chamados municípios da reserva, que são os que têm população acima de 142.049 habitantes. Por fim, como forma de calcular a quantia que é repassada para cada município, levam-se em conta basicamente dois critérios. O primeiro é a partir de um coeficiente que representa a população e um coeficiente representando o inverso da renda *per capita* do município para os municípios que são capitais. O segundo critério, para os municípios do interior, considera apenas o coeficiente populacional. As faixas de população e os coeficientes podem ser vistos na Tabela A.1 do apêndice – para uma discussão detalhada, vide Gasparini e Miranda (2006).

13 O fato de muitos municípios não apresentarem dados durante diversos anos da amostra dificulta a aplicação de modelo espaciais, pois as fronteiras geográficas nos modelos espaciais em painel de dados são desenhadas considerando os municípios com informações completas.

14 Os resultados para o painel desbalanceado são relativamente próximos daqueles com painel balanceado. As estimativas da amostra balanceada encontram-se no Apêndice (Tabela A.2).

linear, é evidente que a queda no indicador de sigma (σ) – convergência se acentua a partir do ano de 2009, com pequenas alterações depois desse ano até o período final da amostra. Essa trajetória é um indicador de convergência das despesas orçamentárias *per capita* para essas localidades.

Figura 1 – Sigma (σ) – convergência das despesas orçamentárias e PIB per capita para 262 municípios da Bahia entre 2003-2019



Fonte: elaboração própria.

Já em relação à variável de PIB *per capita*, a trajetória do indicador de sigma (σ) – convergência é bem mais irregular. Apesar de a curva seguir uma trajetória de declínio, existem saltos nos anos de 2004, 2008 e 2012. Além disso, o nível dos valores de sigma (σ) – convergência são maiores para o PIB *per capita* (média de 1,18 para o período) em comparação com as despesas (média de 0,37 para o período). De fato, o menor coeficiente de variação dessa amostra para o PIB *per capita* (0,77 em 2016) é maior que todas as estimativas de sigma (σ) – convergência para a variável de despesas.

Comparando os resultados da variável despesas com PIB *per capita*, a análise da Figura 1 sugere que a convergência do PIB *per capita* é muito mais lenta e inconstante que a convergência das despesas. Após essa primeira investigação exploratória da existência de convergência, a próxima seção traz os resultados das estimativas para a beta β – convergência como forma de verificar de maneira mais robusta a trajetória dessas duas variáveis (despesas e PIB *per capita*).

4.2 Beta β - convergência

Para estimar a beta (β) – convergência das despesas orçamentárias *per capita* em um modelo de painel, conforme descrita na equação (4), foi utilizado o estimador GMM sistêmico (*system GMM*). Conforme proposto por Blundell e Bond (1998), a regressão sistêmica usa estimação da Equação (4) em nível e em primeira diferença. É utilizada a estimação em duas etapas, em que as estimativas na primeira etapa são utilizadas para estimar os parâmetros na etapa seguinte. Deve-se ressaltar ainda que a variável dependente defasada é instrumentalizada com ordens de defasagens mais altas, começando em t-3. Adicionalmente, são reportados o teste de autocorrelação no termo de erro (teste AR[2]) e o teste de sobreidentificação de Sargan-Hansen (j-Sargan).

A Tabela 1 traz as estimativas de beta (β) – convergência para três especificações diferentes. Na coluna (I) é apresentado o resultado da estimativa da convergência absoluta, ou seja, sem as variáveis explicativas. Já as colunas (II) e (III) trazem as estimativas da convergência condicional, em que ambas as especificações trazem como variáveis de controle o logaritmo da proporção das pessoas com ensino fundamental completo (ou mais) sobre a população ($\ln(ED_t)$); o logaritmo da proporção da força de trabalho sobre a população $\ln(TR_t)$; e logaritmo do número de estabelecimentos declarantes da RAIS ($\ln(NE_t)$). Finalmente, a especificação na coluna (III) acrescenta como variável explicativa o logaritmo do fundo de participação dos municípios *per capita* ($\ln(FPM_t)$). No caso das colunas I até III da Tabela 1, utiliza-se como variável dependente a taxa de crescimento das despesas orçamentárias ($\Delta G_{i,t}$) incluindo a defasagem da despesa orçamentária como regressor ($G_{i,t-1}$). No caso das colunas IV até VI da Tabela 1, utiliza-se como variável dependente a taxa de crescimento do PIB *per capita* ($\Delta PIB_{pc,i,t}$) incluindo a defasagem do PIB *per capita* como regressor ($PIB_{pc,i,t-1}$).

Em todas as regressões (colunas I até III) da Tabela 1, os resultados indicam convergência para a variável despesa orçamentária *per capita*. De fato, o coeficiente associado à variável despesas orçamentárias defasadas é negativo e estatisticamente significativo a 10% em todas as especificações, variando entre -0,33 (coluna I) e -0,35 (coluna II).¹⁵ Tomando como exemplo o resultado da coluna (II), o coeficiente de -0,35 indica que em média um aumento de 1% nas despesas orçamentárias defasadas (em t-1) está associado a um aumento de 0,65% de gasto no período atual (em t), uma vez que o efeito da convergência condicional segue a relação $(1-\hat{\beta}_1)$.¹⁶

Assim, com um $\hat{\beta}$ estimado de 0,65, calcula-se a meia-vida, que é o tempo necessário para que cidades com menor despesa orçamentária *per capita* inicialmente reduzam à metade o hiato existente em relação a cidades com maior despesa orçamentária *per capita*. Assim, levam-se 7,3 anos para que uma cidade com menor despesa orçamentária *per capita* inicial reduza à metade a diferença em relação a cidades com despesa orçamentária *per capita* maior. Comparativamente, a estimativa $\hat{\beta}_1$ de Skidmore e Deller (2008) foi -0,23, levando a $\hat{\beta}=0,77$. Isso significa que o presente caso apresenta uma maior velocidade de convergência do que de Skidmore e Deller (2008). Esse exercício é uma abstração para a taxa de convergência, porque como a convergência é condicional a outros fatores (demais covariadas que não a despesa orçamentária), a taxa de convergência é mais lenta do que essa abstração (Skidmore e Deller, 2008).

Em relação às demais variáveis explicativas, assim como encontrado em Skidmore e Deller (2008), a inclusão de controles não apresenta um grande efeito sobre a estimativa do coeficiente da despesa defasada ($G_{i,t-1}$). Na coluna (III), por exemplo, os coeficientes das variáveis log da proporção de trabalhadores $\ln(TR_t)$, log do número de estabelecimentos $\ln(NE_t)$ e log do FPM *per capita* $\ln(FPM_t)$ apresentam sinal positivo e são estatisticamente significativas a 1%. O sinal positivo dos coeficientes indica que variações positivas nessas variáveis aumentam o crescimento das despesas orçamentárias dos municípios. Esses resultados estão de acordo com os encontrados por outros autores, como Marchante e Ortega (2006), Royeula (2013) e Becker *et al.* (2005), que argumentam que essas variáveis refletem a atividade econômica, e estão associados positivamente ao crescimento da renda. Os resultados sugerem ainda que o log da proporção de pessoas com ensino fundamental $\ln(ED_t)$ esteja negativamente associado ao PIB *per capita*. É razoável imaginar que o crescimento econômico esteja positivamente associado a uma maior parcela de pessoas na população com ensino médio e superior, o que é o oposto dessa variável.

15 Lembrando que a estimativa de $\hat{\beta}_1$ segue a relação $\hat{\beta}_1 = \hat{\beta} - 1$, onde a variável $\hat{\beta}$ é a estimativa de beta-convergência, e $\hat{\beta}_1$ é a estimativa do coeficiente associado à variável dependente em nível defasada.

16 De fato, essa relação segue (vide Skidmore e Deller, 2008): $\ln g_{i,t} = \text{constante} - 0,35 \ln g_{i,t-1} + \ln g_{i,t-1}$
 $= \text{constante} + 0,65 \ln g_{i,t-1}$

O resultado apresentado na coluna (III) reflete o impacto da variável FPM sobre a estimativa de convergência. O FPM é uma fonte de transferência de recursos do governo federal para os municípios. Portanto, como os municípios são classificados entre diferentes faixas de distribuição do FPM devido ao tamanho das suas populações, algumas localidades podem ser mais beneficiadas que outras. Essas mudanças tendem a produzir mais impacto nas despesas orçamentárias dos municípios menores, pois são esses que acabam recebendo mais recursos do FPM *per capita* (Gasparini e Miranda, 2006).¹⁷ Apesar disso, nota-se que o coeficiente associado à variável dependente defasada estimado na coluna III pouco se altera em relação à especificação da coluna (II).

Tabela 1 – Resultados estimação de beta (β) – convergência para os municípios baianos entre 2003 e 2019 (painel balanceado)

Variável dependente	$\Delta G_{i,t}$			$\Delta PIB_{i,t}$		
	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)	(VI)
$Y_{(i,t-1)}$	-0,334** (0,169)	-0,346** (0,167)	-0,340* (0,176)	-0,220* (0,131)	-0,220* (0,131)	-0,216 (0,136)
Ln % pessoas ens. fundamental na pop.		0,006** (0,003)	-0,021*** (0,006)		0,012*** (0,004)	-0,004 (0,006)
Ln nº de estabelecimentos RAIS		-0,004* (0,002)	0,025*** (0,005)		-0,011*** (0,003)	0,005 (0,006)
Ln % trabalhadores na população		0,007 (0,005)	0,017*** (0,006)		0,019*** (0,006)	0,025*** (0,007)
Ln FPM per capita			0,126*** (0,028)			0,074*** (0,022)
ω	9,17%	9,45%	9,33%	5,77%	5,78%	5,62%
Meia-vida	7,6	7,3	7,4	12,0	12,0	12,3
Teste (AR2)	0,17	0,15	0,18	0,20	0,19	0,19
Teste j - Hansen	0,21	0,21	0,15	0,16	0,16	0,15

Obs: todas as regressões incluem efeito fixo para localidade e ano. Número de observações igual a 4.552. Entre parênteses estão os erros-padrão robustos para heterocedasticidade (Huber-White). *, **, e *** representam a significância estatística a 10%, 5% e 1%, respectivamente. $Y_{(i,t-1)}$ representa a variável dependente em nível defasada. No caso das colunas (I) a (III), $Y_{(i,t-1)} = G_{(i,t-1)}$ e no caso das colunas (IV) a (VI), $Y_{(i,t-1)} = PIB_{(i,t-1)}$.

Para efeito de comparação, as colunas (IV) a (VI) na Tabela 1 trazem as estimativas de beta (β) – convergência considerando-se o crescimento do PIB *per capita* como variável dependente. Nas três especificações, o coeficiente estimado da variável dependente em nível defasada apresenta uma magnitude menor em módulo quando comparada com as estimativas para despesas orçamentárias. Apesar de não ser possível afirmar que os coeficientes sejam estatisticamente diferentes entre si, devido ao elevado desvio-padrão da beta (β) – convergência do PIB *per capita*, o coeficiente estimado de -0,22 na coluna (IV) sugere uma velocidade de convergência do PIB *per capita* menor que das despesas *per capita*. O nível de significância estatística do $\hat{\beta}_1$ estimado também é menor principalmente comparando as colunas (I) e (II) com (IV) e (V).

Tendo como base a estimativa da coluna (IV), o coeficiente de -0,22 indica que em média um aumento de 1% no PIB *per capita* defasado (em t-1) está associado a um aumento de 0,78% do PIB *per capita* no período atual (em t). Assim, levam-se 12 anos para que uma cidade com menor PIB

17 Para os municípios com população abaixo de 156 mil habitantes, o único critério de divisão de recursos é o tamanho da população. De fato, os municípios com menos habitantes recebem mais recursos *per capita* em comparação com os municípios mais populosos. Vide Tabela A.1 no Apêndice. Apesar da eventual correlação do termo de erro com os recursos do FPM e o possível viés de estimação que essa relação poderia causar no coeficiente de convergência, a inclusão dessa variável pouco altera a estimativa do coeficiente beta (β) e reforça a robustez dos resultados.

per capita inicial reduza à metade a diferença em relação a cidades com PIB *per capita* maior, pela estimativa de meia-vida da coluna (V). Ou seja, a meia-vida da despesa orçamentária *per capita* é 60% da meia-vida do PIB *per capita* dos municípios. Isso significa que as despesas orçamentárias *per capita* dos municípios levam a uma maior velocidade de convergência do que o PIB *per capita* condicionalmente aos demais fatores.¹⁸

Em relação às variáveis de controle, os resultados da coluna VI da Tabela 1 indicam que os coeficientes apresentam os mesmos sinais que na regressão sobre a variável de despesas *per capita*, porém apenas dois deles são estatisticamente significantes a 5%. O aumento do log da proporção de trabalhadores é significativo e está positivamente associado ao crescimento do PIB *per capita*. O mesmo se aplica à variável do log do FPM *per capita*. Já os coeficientes associados às variáveis de log do número de estabelecimentos e proporção de pessoas com ensino fundamental se mostraram próximos de zero e estatisticamente não significativos a 5%.

Por fim, deve-se notar que o teste de Hansen não rejeita a hipótese nula de que os instrumentos são não correlacionados com o termo de erro em todas as especificações nas Tabelas 1 e 2 a 10% de significância (no caso da Tabela A.2, o resultado do teste de Hansen indica não rejeição da hipótese nula apenas a 5% de significância). Já o teste AR(2) sugere que o termo de erro não apresenta autocorrelação de segunda ordem em todas as especificações. Desse modo, os resultados das estimativas podem ser considerados robustos a heterocedasticidade e autocorrelação.

5 COMENTÁRIOS FINAIS

Este trabalho investiga a convergência das despesas orçamentárias *per capita* utilizando dados de 262 municípios da Bahia para o período de 2003 e 2019. Em debates anteriores, a literatura econômica se concentrou na discussão sobre convergência do PIB *per capita*. A discussão sobre a convergência de outras variáveis, como despesas locais, é relevante, pois essas podem ajudar a entender o desenvolvimento econômico local. Assim, o artigo procura investigar a hipótese de convergência das despesas orçamentárias *per capita* e comparar os resultados com as estimativas de convergência do PIB *per capita* para esses mesmos municípios.

Os resultados encontrados indicam a existência de beta (β) – convergência, absoluta e condicional, das despesas orçamentárias dos municípios baianos. Os coeficientes estimados sugerem que em média as despesas orçamentárias crescem em uma velocidade 35% menor que no período anterior, enquanto o PIB *per capita* apresenta, em média, uma velocidade de convergência 22% menor que no período anterior. Esse resultado sugere que o crescimento das despesas orçamentárias dos municípios com menos gastos públicos *per capita* tem uma velocidade maior que o crescimento das despesas dos municípios com mais gastos *per capita*, ressaltando uma produtividade marginal decrescente maior dos gastos orçamentários em relação ao PIB.

Com efeito, para o mesmo período de observação, a taxa de convergência do PIB *per capita* é bem menor, apresentando quase o dobro da meia-vida das despesas orçamentárias *per capita*. De fato, as estimativas indicam uma meia-vida das despesas orçamentárias *per capita* de 7,3 anos, enquanto do PIB *per capita* é de 12 anos. Ou seja, levam-se 12 anos para que uma cidade com menor PIB *per capita* inicial reduza à metade a diferença em relação a cidades com PIB *per capita* maior. Os resultados encontrados também apontam para a existência de sigma (σ) – convergência, observada na queda do coeficiente de variação das despesas orçamentárias municipais no decorrer do período analisado.

Esses resultados estão em acordo com outros trabalhos da literatura regional, como Matos Filho *et al.* (2012), Justo (2009) e Freitas e Cabral (2012), em que a renda não é um fator determinante

¹⁸ De maneira similar, a Figura 1.A no Apêndice mostra que, com base nos coeficientes estimados nas colunas (II) e (IV) da Tabela 1, o crescimento da despesa orçamentária *per capita* cai mais rapidamente que o crescimento do PIB *per capita* nesses municípios no decorrer do tempo.

de convergência, e outras variáveis de interesse são investigadas. Adicionalmente, também são apresentadas as estimativas para o coeficiente de sigma (σ) – convergência. Os resultados indicam uma diminuição da dispersão das despesas orçamentárias dos municípios no decorrer do tempo.

Os resultados deste trabalho ratificam a hipótese de que os municípios apresentam uma maior convergência a partir das despesas orçamentária *per capita* (em comparação com o PIB *per capita*). Por fim, essa análise pode ter implicações mais amplas para o estudo da desigualdade econômica e do desenvolvimento regional ao mostrar que outras variáveis, além do PIB *per capita*, podem promover a convergência econômica e social entre os municípios. Sugestões para possíveis trabalhos futuros incluem uma investigação espacial para caracterizar a influência entre as regiões/municípios e se esse seria um fator potencializador de convergência.

REFERÊNCIAS

ALMEIDA, E. **Econometria Espacial aplicada**. Editora Alinea, Campinas, SP: Editora Alinea, 2012.

ARELLANO, M.; BOND S. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. **The Review Economic Studies**, v. 58, n. 2, p. 277–297, 1991. <http://www.jstor.org/stable/2297968?origin=JSTOR-pdf>

BARRETO, R. C. S.; ALMEIDA, E. S. Crescimento econômico e convergência de renda no Brasil: a contribuição do capital humano e da infra-estrutura. In: ENCONTRO NACIONAL DA ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE ESTUDOS REGIONAIS E URBANOS, 6., 2008, Aracaju. **Anais...** Aracaju: ABER, 2008.

BARRO, R. J.; SALA-I-MARTIN, X. Convergence across states and regions. Brookings papers on economic activity. **Brookings Papers on Economic Activity**, v. 22, n. 1, p. 107-182, 1991.

_____. Convergence. **The Journal of Political Economy**, v. 100, n. 2, p. 223-251, 1992.

BAUMOL, W. J. Productivity growth, convergence and welfare. **American Economic Review, Pittsburgh**, PA, v. 76, n. 5, p. 1072-1085, 1986.

BECKER, G. S.; PHILIPSON, T. J.; SOARES, R. R. The quantity and quality of life and the evolution of world inequality. **American economic review**, v. 95, n. 1, p. 277-291, 2005.

BLUNDELL, R.; S. BOND. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. **Journal of Econometrics**, v. 87, p. 11-143, 1998.

CAMERON, A. C.; TRIVEDI, P. K. **Microeconometrics using Stata**. StataCorp LP, 2009.

CAVALCANTE, A. A. et al. Análise da convergência do Índice de Desenvolvimento Humano na Amazônia Sul-Occidental no período de 1991 a 2000. **Revista Brasileira de Gestão e Desenvolvimento Regional**, v. 6, n. 3, 2010.

DE LONG, J. B. Productivity growth, convergence, and welfare: comment. **The American Economic Review**, v. 78, n. 5, p. 1138-1154, 1988.

DURLAUF, S. N.; JOHNSON, P. A.; TEMPLE, J. R.W. Growth econometrics. In: **Handbook of economic growth**, v. 1, p. 555-677, 2005.

FERREIRA, P. C.; ELLERY JUNIOR, R. Convergência entre a renda per capita dos estados brasileiros. **Revista de Econometria**, Rio de Janeiro, v. 16, n. 1, p. 83-103, 1996.

FREITAS, M. V.; CABRAL, J. A. Análise de convergência local dos gastos municipais em saúde: 2003-2008. **RDE-Revista de Desenvolvimento Econômico**, v. 13, n. 24, 2012.

- GASPARINI, C. E.; MIRANDA, R. B. **Evolução dos aspectos legais e dos montantes de transferências realizadas pelo Fundo de Participação dos Municípios**. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), Texto para Discussão (TD) 1243, 2006.
- GUIMARÃES, P. M.; ALMEIDA, E. A análise de convergência de renda no Brasil e o problema de escala espacial. **Ensaio FEE**, v. 37, n. 4, p. 899-924, 2017.
- ISLAM, N. Growth empirics: a panel data approach. **The quarterly journal of economics**, v. 110, n. 4, p. 1127-1170, 1995.
- JUSTO, W. R. Crescimento econômico e convergência de renda da mesorregião do Araripe: uma abordagem espacial. **Revista economia em debate**, v. 1, p. 1-20, 2011.
- LINS, J. G. M. G. et al. Análise espacial da evolução do índice de desenvolvimento humano nos municípios da região nordeste. **Revista Economia e Desenvolvimento**, v. 14, n. 1, p. 81-96, 2015.
- LUCAS JR, R. E. On the mechanics of economic development. **Journal of Monetary Economics**, v. 22, n. 1, p. 3-42, 1988.
- MANKIW, N.; ROMER, D.; WEIL, D. A contribution to the empirics of economic growth. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 107, n. 2, p. 407-437, 1992
- MARCHANTE, A. J.; ORTEGA, B. Quality of life and economic convergence across Spanish regions, 1980–2001. **Regional Studies**, v. 40, n. 5, p. 471-483, 2006.
- MATOS FILHO, J. C.; DA SILVA, A. B.; CARVALHO, T. N. A convergência da renda nas microrregiões da Região Nordeste do Brasil. **Economia e Desenvolvimento**, Recife, v. 11, n. 2, p. 67-86, 2012.
- PHILLIPS, P. C. B.; HAN, C. **Dynamic panel GMM using R**. In: VINOD, H. D.; RAO, C.R. (ed) Handbook of Statistics: conceptual econometrics using R, p. 119-144, 2019.
- REIS, E. J. Convergência de renda municipal no Brasil e em Minas Gerais no período 1872-2000. In: SEMINÁRIO SOBRE A ECONOMIA MINEIRA, 13., 2008, **Diamantina**, MG. Belo Horizonte: Editora da UFMG, v. 13, 2008.
- RESENDE, G. M. Multidimensional economic growth in Brazil, 1970-2000: what is the extent of spatial autocorrelation? In: ENCONTRO NACIONAL DA ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE ESTUDOS REGIONAIS E URBANOS, 9., 2011, Natal. **Anais...** São Paulo: ABER. p. 1-21, 2011.
- ROODMAN D. **How to do xtabond2: An Introduction to ‘Difference’ and ‘System’ GMM in Stata**. Working Paper 103. Center for Global Development. Washington, DC, 2006.
- ROYUELA, V.; GARCÍA, G. A. Economic and social convergence in Colombia. **Regional Studies**, v. 49, n. 2, p. 219-239, 2013.
- SALA-I-MARTIN, X. X. Regional cohesion: evidence and theories of regional growth and convergence. **European economic review**, v. 40, n. 6, p. 1325-1352, 1996.
- SKIDMORE, M.; DELLER, S. Is local government spending converging?. **Eastern Economic Journal**, v. 34, p. 41-55, 2008.
- SOLOW, R. A Contribution to the Theory of Economic Growth. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 70, n. 1, p. 65-94, 1956.

APÊNDICE

Tabela A.1 – Coeficientes do Fundo de Participação dos Municípios (FPM) de acordo com a faixa de habitantes

Faixa de habitantes	Coeficiente
Até 10.188	0,6
De 10.189 a 13.584	0,8
De 13.585 a 16.980	1
De 16.981 a 23.772	1,2
De 23.773 a 30.564	1,4
De 30.565 a 37.356	1,6
De 37.357 a 44.148	1,8
De 44.149 a 50.940	2
De 50.941 a 61.128	2,2
De 61.129 a 71.316	2,4
De 71.317 a 81.504	2,6
De 81.505 a 91.692	2,8
De 91.693 a 101.880	3
De 101.881 a 115.464	3,2
De 115.465 a 129.048	3,4
De 129.049 a 142.632	3,6
De 142.633 a 156.216	3,8
Acima de 156.216	4

Fonte: elaboração própria.

Tabela A.2 – Estimação de beta (β) – convergência para os municípios baianos entre 2003 e 2019 (painel desbalanceado)

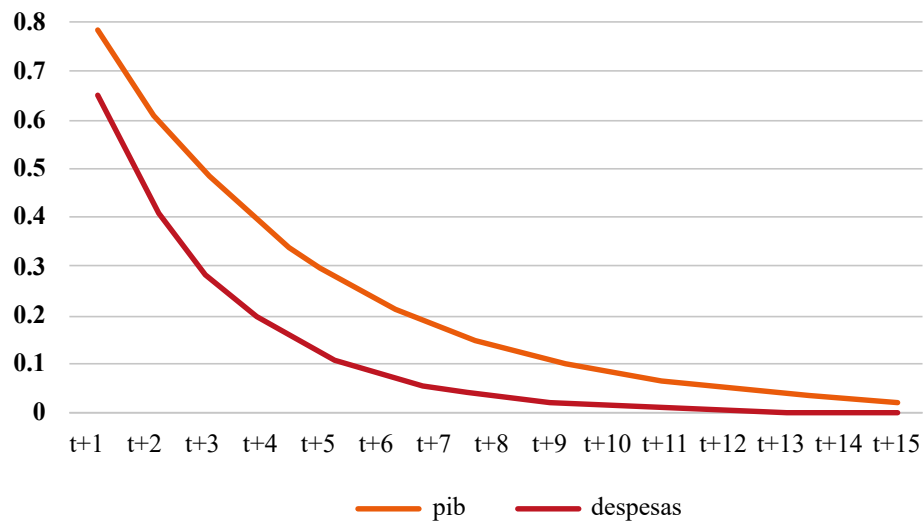
Variável dependente	$\Delta G_{i,t}$				$\Delta PIB_{i,t}$	
	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)	(VI)
Y(i,t-1)	-0,643*	-0,643*	-0,632*	-0,476**	-0,495**	-0,491**
	(0,349)	(0,349)	(0,341)	(0,239)	(0,246)	(0,245)
Ln % pessoas ens. fundamental na pop.		0,003	-0,022***		0,012***	-0,007
		(0,005)	(0,008)		(0,003)	(0,005)
Ln nº de estabelecimentos RAIS		-0,006	0,020**		-0,012***	0,009*
		(0,005)	(0,008)		(0,003)	(0,005)
Ln % trabalhadores na população		0,017**	0,026***		0,022***	0,029***
		(0,008)	(0,008)		(0,006)	(0,006)
Ln FPM per capita			0,120***			0,097***
			(0,026)			(0,020)
ω	13,93%	13,93%	13,81%	11,80%	12,09%	12,03%
Meia-vida	5,0	5,0	5,0	5,9	5,7	5,8
Teste (AR2)	0,14	0,14	0,14	0,07	0,07	0,07
Teste j - Hansen	0,35	0,35	0,36	0,07	0,06	0,06

Obs: todas as regressões incluem efeito fixo para localidade e ano. Número de observações igual a 6.221. Entre parênteses estão os erros-padrão robustos para heterocedasticidade (Huber-White). *, **, e *** representam a significância estatística a 10%, 5% e 1%, respectivamente. $Y_{(i,t-1)}$ representa a variável dependente em nível defasada. No caso das colunas (I) a (III),

$Y_{(i,t-1)}=G_{(i,t-1)}$ e no caso das colunas (IV) a (VI), $Y_{(i,t-1)}=PIB_{(i,t-1)}$.

Figura A.1 – Trajetória de convergência (mantida taxa anual constante):

Despesas orçamentárias e PIB *per capita* para 262 municípios da Bahia entre 2003-2019



MODELAGEM ECONÔMETRICA DA DEMANDA POR VOOS CARGUEIROS EM AEROPORTOS CONCESSIONADOS DO NORDESTE DO BRASIL

Econometric modeling of cargo flight demand at concessioned airports in northeast Brazil

Hélio da Silva Queiroz Júnior

Engenheiro Civil. Doutor em Engenharia Civil e Doutorando do Programa de Pós-Graduação em Engenharia Civil da Universidade Federal de Pernambuco. Docente do Departamento de Engenharia de Transportes e Geodésia da Escola Politécnica da Universidade Federal da Bahia, Campus Salvador. Av. Prof. Aristides Novis, 1235, Federação, Salvador, BA, 40210-630. helioqueiroz@ufba.br

Viviane Adriano Falcão

Engenheira Civil. Doutora em Engenharia de Transportes. Docente do Programa de Pós-Graduação em Engenharia Civil da Universidade Federal de Pernambuco, Campus Recife. Av. Prof. Moraes Rego, 1235, Cidade Universitária, Recife, PE, 50670-901. viviane.afalcao@ufpe.br

Francisco Gildemir Ferreira da Silva

Engenheiro Civil. Doutor em Economia. Docente do Programa de Pós-Graduação em Transportes da Universidade Federal de Brasília, Brasília, DF, 70910-900. Docente do Programa Pós-Graduação de Engenharia de Transportes da Universidade Federal do Ceará, Campus Fortaleza. Rua Marechal Deodoro, 400, sala 410, Benfica, 60020-060, Fortaleza, CE. gildemir@ufc.br

Resumo: O aumento da demanda por transporte aéreo de carga no Brasil, especialmente nos aeroportos do Nordeste, é relevante diante das mudanças econômicas e sociais que afetam a logística regional. Este estudo analisa como diversos fatores influenciam essa demanda, com o objetivo de desenvolver um modelo preditivo para estimar a demanda de voos cargueiros nos aeroportos concedidos do bloco Nordeste, considerando variáveis econômicas e operacionais. Utilizando um banco de dados em painel mensal, foram aplicados métodos econométricos, como Mínimos Quadrados Ponderados (WLS) e modelos de contagem com distribuição de Poisson, para avaliar a relação entre variáveis e a demanda de carga aérea. Os resultados mostram que o PIB e a conectividade entre aeroportos são fatores significativos para a demanda de cargueiros, com o modelo de contagem apresentando o melhor ajuste. O estudo contribui para a compreensão da dinâmica da demanda, sugerindo a importância de uma gestão integrada nos aeroportos.

Palavras-chave: Demanda, carga aérea, logística, aeroportos concedidos, métodos econométricos.

Abstract: The increase in demand for air cargo transportation in Brazil, especially at airports in the Northeast, is significant in light of the economic and social changes affecting regional logistics. This study analyzes how various factors influence this demand, aiming to develop a predictive model to estimate the cargo flight demand at Northeast concessioned airports, considering economic and operational variables. Using a monthly panel data set, econometric methods such as Weighted Least Squares (WLS) and Poisson distribution count models were applied to evaluate the relationship between variables and air cargo demand. Results indicate that GDP and airport connectivity are significant factors influencing cargo flight demand, with the count model showing the best fit. This study contributes to understanding demand dynamics, suggesting the importance of integrated airport management.

Keywords: Demand, air cargo, logistics, concessioned airports, econometric methods.

1 INTRODUÇÃO

Correspondendo à movimentação de cerca de 35% do valor das mercadorias globalmente em 2018 (IATA, 2018), chegando a aproximadamente 40% já em 2024 (Karunathilake; Fernando, 2024), o setor de carga aérea apresenta o crescimento atrelado ao desenvolvimento regional e do *e-commerce*.

No Brasil, a privatização dos aeroportos tem início em 2011, sendo realizadas sete rodadas de concessões de aeroportos ao setor privado com diferentes modelos de concessão aplicados, desde a concessão individual de aeroportos de grande porte, até a concessão em blocos a partir da quinta rodada (Falcão *et al.*, 2021), na qual houve a inclusão de aeroportos regionais deficitários em relação ao potencial de demanda que poderia ser atendido.

Inicialmente, os contratos visavam ao crescimento da demanda pela aviação regular de passageiros. Sem uma análise de mercado abrangente, algumas incertezas econômicas são atribuídas para os blocos de concessão com aeroportos regionais, em que o aeroporto principal assume a responsabilidade de gerar receitas suficientes para cobrir suas operações, desenvolver infraestrutura e subsidiar outros aeroportos de balanço negativo.

Em teoria, uma rede mais ampla, com um sistema de aeroportos gerenciado por uma mesma concessionária, auxiliaria na tomada de decisões das empresas aéreas e de logística. Essas conexões são debatidas por Boonekamp e Burghouwt (2017), uma vez que os maiores hubs, como Aeroporto Internacional do Recife/Guararapes - Gilberto Freyre (SBRF), carregam a maior parte da carga aérea devido a suas extensas redes de passageiros, enquanto aeroportos menores teriam foco no desenvolvimento em carga, resultando em maior operação em aeronaves dedicadas, os cargueiros.

Logo, novos parâmetros são atribuídos aos modelos de concessão em grupo. A possibilidade de desenvolvimento de um modelo de negócios com maior amplitude, deve garantir ao contrato flexibilidade nas operações a serem adotadas para os aeroportos regionais pertencentes aos blocos.

Assim, o potencial de expansão do mercado de logística oferecido pelos aeroportos regionais permite ampliar a capacidade de geração de receitas, atendendo à demanda específica de carga aérea que não foi contemplada nos contratos originais de concessão. Logo, a presente pesquisa tem como objetivo desenvolver um modelo capaz de prever a demanda por cargueiros nos aeroportos concedidos brasileiros, tendo como estudo os aeroportos pertencentes ao bloco Nordeste — aeroportos de Recife (SBRF), João Pessoa (SBJP), Maceió (SBMO), Aracaju (SBAR), Campina Grande (SBKG) e Juazeiro do Norte (SBJU). Com isso, busca-se também identificar os principais fatores que influenciam o crescimento da demanda de carga aérea em aeroportos da Região.

Assim, ao analisar a complexidade da cadeia de suprimentos para carga aérea, que envolve múltiplas partes interessadas com objetivos potencialmente conflitantes, juntamente ao estudo do potencial de demandas específicas não consideradas nos contratos de concessão aeroportuários do Brasil, desenvolve-se uma linha de estudos pouco explorada na literatura especializada, que se dedique a especialidade de redes de carga em comparação com as redes de passageiros (Bomebelli *et al.*, 2020).

Com isso, a hipótese levantada é a de que a operação da carga pode ser um adicional à receita dos aeroportos regionais brasileiros, desde que seja observado um potencial de demanda nesses aeroportos. Dessa forma, busca-se responder à questão de como modelar essa demanda permitindo a previsão futura das operações de cargueiros para os aeroportos do bloco Nordeste.

2 CONCESSÕES AEROPORTUÁRIAS NO BRASIL

A construção de modelos de concessão aeroportuária decorre da necessidade de melhoria da eficiência e desempenho, da atração de novos investimentos, da melhoria da qualidade da gestão e diversificação, da melhoria da qualidade do serviço, da geração de ganhos no bem-estar social para a Região, favoráveis ao setor público (Graham, 2020).

O Brasil inicia o processo de concessão numa situação posterior ao cenário de crise econômica mundial de 2008, ocorrendo apenas em 2011 e envolvendo a mudança da gestão pública desses aeródromos da empresa estatal de gerenciamento de aeroportos (INFRAERO) a empresas privadas de todo o mundo, justificada como uma alternativa à responsabilidade pública exclusiva e ao ônus que isso impõe sobre as contas públicas.

Como descrito por Falcão *et al.* (2022), o programa de concessões para os aeroportos brasileiros resultou em 59 aeroportos sendo concedidos à gestão privada. Contudo, apesar de as concessões no Brasil terem sido analisadas indicando ganhos de eficiência operacional, como também em fatores econômicos regionais e nacionais (Da Silva *et al.*, 2019; Domingos *et al.*, 2020; Galdiano *et al.*, 2019; Rocha *et al.*, 2020; Falcão *et al.*, 2022), os aeroportos pertencentes às primeiras rodadas de concessão tiveram seus contratos renegociados ou até encerrados por parte da concessionária em um período consideravelmente menor do que o planejado.

Nesse contexto, a Agência Nacional de Aviação Civil (ANAC), órgão responsável pela realização e fiscalização dos contratos de concessão nacionais, adotou a estratégia de implementar concessões em blocos. As propostas de concessões em blocos visam garantir a estabilidade de mudança de governanças para regiões remotas ou turísticas que antes não faziam parte do planejamento das concessões (Xua *et al.*, 2019).

No novo modelo brasileiro, um conjunto de aeroportos com menores operações, principalmente aeroportos de capitais menores ou regionais, é agrupado em um contrato junto a um aeroporto de maior demanda. À época, a análise de Toledo *et al.* (2021) revelou uma melhora na eficiência dos aeroportos membros dos contratos em blocos em relação às primeiras rodadas de concessões dos aeroportos brasileiros.

Por outro lado, o modelo de concessão em blocos trouxe à tona uma preocupação quanto à competição direta entre aeroportos membros de um mesmo grupo concedido. Apesar das áreas de captação de demanda possivelmente conflitantes, o fator determinante analisado pela ANAC não muda em relação aos primeiros contratos (Brasil, 2011), nos quais o retorno de investimentos em melhorias da infraestrutura dos aeroportos concedidos por parte da concessionária se baseia em atender o crescimento das demandas de passageiros e voos comerciais (Brasil, 2019).

Dessa forma, uma lacuna é gerada no potencial de desenvolvimento dos aeroportos pertencentes aos blocos. A demanda por carga aérea pode então ser condicionada ao crescimento da aviação comercial de passageiros.

O potencial de desenvolvimento de aeroportos regionais baseados no transporte de carga aérea é apresentado por Babagolzadeh *et al.* (2022), os quais destacam que o redirecionamento do transporte de carga aérea de aeroportos maiores para aeroportos regionais próximos pode trazer benefícios como a redução de congestionamento nos centros urbanos e o desenvolvimento econômico regional. Os autores argumentam que, além de explorar infraestruturas subutilizadas e reduzir custos operacionais, esse modelo pode melhorar a logística e o fluxo de carga, criando oportunidades para o desenvolvimento regional.

Yuen *et al.* (2017) debatem o potencial de desenvolvimento da demanda de carga com a redistribuição entre aeroportos membros de um mesmo grupo ou com áreas de captação de demanda conflitantes, como o caso dos aeroportos concedidos em bloco no Brasil, de modo que a introdução de aeroportos com foco na operação de carga pode melhorar o bem-estar agregado nesses aeroportos, assim como no aeroporto com foco na operação de passageiros do mesmo grupo.

No entanto, tanto o modelo de Babagolzadeh *et al.* (2022) quanto o de Yuen *et al.* (2017) enfatizam a necessidade de subsídios para tornar a operação de carga aérea em aeroportos regionais mais rentável para as empresas de transporte, incentivando a adoção dessas rotas alternativas.

3 PREVISÃO DA DEMANDA DE CARGA AÉREA

A previsão da demanda de carga aérea é influenciada por uma combinação de fatores econômicos, tecnológicos e de mercado (Alexander; Merkert, 2023). O crescimento econômico, o desenvolvimento do *e-commerce*, a utilização de aeroportos regionais e a inovação em logística são elementos cruciais para entender e prever a demanda futura (IATA, 2021). Além disso, a relação entre a demanda e a oferta é dinâmica e requer um equilíbrio cuidadoso para garantir a sustentabilidade do setor de transporte aéreo de carga.

Para analisar os fatores que indicam a existência e o potencial crescimento da demanda de carga em um aeroporto, é necessário considerar as particularidades das regiões em que ele está inserido. Com esse objetivo, estudos são realizados visando desenvolver modelos de previsão que combinem o método e as variáveis explicativas mais adequados para obter uma resposta preditiva mais precisa, conforme exemplificado no Quadro 1.

Dentre as variáveis mais comumente aplicadas, os fatores socioeconômicos se destacam. Akinyemi (2023) caracteriza a previsão da demanda de carga aérea como sendo influenciada por uma combinação desses fatores econômicos. Das relações existentes, o crescimento do Produto Interno Bruto (PIB) e as exportações de mercadorias têm um impacto positivo significativo na demanda de carga aérea, especialmente em países africanos como Egito, Nigéria e África do Sul. Além disso, é ressaltada a relação entre a demanda e a oferta como dinâmica, uma vez que a elasticidade da demanda em relação à renda real indica que um aumento na renda pode levar a um crescimento maior na demanda de carga aérea.

As mesmas relações são observadas por Alexander e Merket (2021) ao realizarem a aplicação de modelos de gravidade para prever e avaliar o mercado de frete aéreo internacional dos Estados Unidos da América (EUA), especialmente em resposta a choques econômicos significativos, como a Crise Financeira Global (GFC). Ao incorporarem variáveis socioeconômicas a uma abordagem metodológica econométrica clássica, variáveis como população, PIB e atividade industrial são classificados como fatores atrativos relevantes para o comércio aéreo, enquanto o tempo se destaca como um fator crítico, dado que o frete aéreo é frequentemente utilizado para o transporte de mercadorias sensíveis ao tempo, no qual a rapidez é essencial.

O impacto da variação do PIB na demanda de transporte aéreo de carga também pode ser generalizado para economias em desenvolvimento da América Latina, como destacam Anguita e Olariaga (2023). A pesquisa destaca que a demanda internacional de carga aérea desses países é fortemente dependente do PIB e do PIB *per capita*, enquanto a demanda doméstica é significativamente dependente do PIB *per capita*. Isso reflete a importância dos indicadores econômicos na previsão da demanda de carga aérea em um contexto latino-americano, onde o crescimento econômico pode ter um impacto direto na demanda por serviços de transporte aéreo.

Por outro lado, numa abordagem em que se consideram efeitos fixos de aeroportos em vez de efeitos fixos de países para modelar a rede de tráfego aéreo, Baier *et al.* (2022) verificaram uma representação mais precisa das interações entre aeroportos, superando desafios técnicos que anteriormente limitavam a aplicação de modelos de gravidade com muitas variáveis de controle. Esse retorno de modelo parcimonioso deve ser atrelado ao emprego de um estimador de máxima verossimilhança pseudo-Poisson (PPML) para lidar com problemas de heteroscedasticidade e valores zero no conjunto de dados, garantindo resultados mais consistentes.

Karunathilake e Fernando (2024) adotaram uma abordagem para identificar os fatores que influenciam o crescimento da demanda de carga aérea que pudessem ser generalizados para outras zonas ao redor do mundo. Assim, além dos fatores econômicos como PIB, câmbio e inflação, fatores de mercado, como a demanda, balanças econômicas e a participação do mercado aéreo na Região, podem ser ampliados com a inclusão de novos fatores relacionados aos contextos econômicos específicos.

Quadro 1 – Estudos de previsão da demanda de carga aérea

Estudo	Método(s) aplicado(s)	Variáveis explicativas	Métrica de Desempenho	Valor obtido de desempenho
Akinyemi (2023)	Abordagem de <i>lag</i> distribuído autorregressivo - ARDL.	PIB <i>per capita</i> , as exportações de mercadorias, o investimento estrangeiro direto, a taxa de juros real e o preço do combustível de aviação.	R ² ajustado	- Kenya: 0,2117 - Egito: 0,6428 - Nigeria: 0,4965 - África do Sul: 0,4440
Alexander e Merkert (2021)	Modelagem gravitacional com formulação log-linear, utilizando a técnica de regressão de Mínimos Quadrados Ordinários (OLS).	Fatores socioeconômicos, geográficos e de integração comercial.	R ² ajustado	- Modelo de commodities de alto valor: 0,898 - Modelo de commodities de baixo valor: 0,816
Anguita e Olariaga (2023)	ConvLSTM2D, que combina redes neurais convolucionais e recorrentes para uma análise espaço-temporal eficaz.	PIB, PIB <i>per capita</i> , População, Índice de Produção Industrial, Índice de Preços ao Consumidor, Câmbio, Investimento Estrangeiro Direto, Exportações, Importações, Carga Aérea Doméstica e Internacional.	Erro percentual absoluto médio (MAPE)	- Modelo internacional de demanda: 2,51 - Modelo doméstico de demanda: 2,14
Baier, Berster e Gelhausen (2022)	Modelo de gravitação global utilizando a estimação de Máxima Verossimilhança Pseudo-Poisson (PPML)	Distância entre os aeroportos, PIB <i>per capita</i> dos países de origem e destino e binários referentes a: contingência, língua comum, histórico colonial entre os países.	Pseudo-R ²	0,7502
Karunathilake e Fernando (2024)	Processo Analítico Hierárquico (AHP) e a análise de regressão linear.	População, crescimento populacional, PIB, crescimento do PIB, capacidade do aeroporto, índice de conectividade, emissões de CO ₂ e taxa de emprego.	R ² ajustado	0,484
Madhavan <i>et al.</i> (2020)	<i>Autoregressive Integrated Moving Average</i> (ARIMA) e <i>Bayesian Structural Time Series</i> (BSTS).	Carga e passageiros transportados.	Erro Percentual Absoluto Médio (MAPE)	- ARIMA carga internacional: 4,07% - ARIMA carga doméstica: 4,97% - BSTS carga internacional: 3,82% - BSTS carga doméstica: 4,16%
Yang <i>et al.</i> (2022)	Regressão de Vetor de Suporte (SVR) e Regressão de Vetor de Suporte Baseado em Fuzzy (FSVR).	Volume de tráfego, fatores sazonais e características geográficas dos aeroportos.	Erro Percentual Absoluto Médio (MAPE)	- ARIMA: 11,442% - SARIMA: 6,299% - SVR: 6,625% - FSVR: 1,019%

Fonte: Elaborado pelos autores.

Yang *et al.* (2022) caracterizam ainda a questão das flutuações sazonais nos dados de carga aérea, uma vez que ocorrem devido a variações na própria demanda de transporte aéreo comercial regular de passageiros, que são influenciadas por fatores como a programação de voos, ou ainda devido ao pequeno volume de tráfego de aeronaves de carga, comum a aeroportos regionais. Considerar a análise sazonal dos volumes de tráfego aéreo é crucial para a modelagem preditiva, pois a relação entre os dados atuais e os dados históricos é utilizada para calcular os resultados, permitindo que o modelo se ajuste melhor às variações, resultando em previsões mais precisas.

Em relação aos métodos, Madhavan *et al.* (2020) comparam a modelagem econométrica clássica ao aprendizado de máquina quanto à eficiência e acurácia da previsão da demanda de carga aérea. Apesar da capacidade de operação de uma amostra de dados maior, os métodos de aprendizado de máquina apresentam as mesmas limitações sofridas pelos métodos econométricos, devido principalmente à influência de fatores externos, como políticas governamentais e o desenvolvimento de novos aeroportos. Dessa forma, as respostas favoráveis a cada método variam conforme o contexto de previsão adotado.

Para o contexto brasileiro, Dantas *et al.* (2017) investigaram a relação de longo prazo e a causalidade entre a combinação dos métodos *Bootstrap Aggregating (Bagging)* e suavização exponencial para prever a demanda aérea, utilizando séries temporais de dados disponibilizadas pela ANAC. Por sua vez, Sampaio *et al.* (2021) propuseram um modelo econométrico de regressão linear múltipla para estimar o potencial de demanda de passageiros em diversos estados do Nordeste do Brasil, como Pernambuco, Paraíba, Rio Grande do Norte, Ceará e Piauí. Em comparação ao modelo de Dantas *et al.* (2017), o de Sampaio *et al.* (2021) oferece maior especificidade, ao incluir variáveis socioeconômicas e *dummies* para as regiões de origem e destino dos voos, o que contribui para previsões mais precisas da demanda no cenário brasileiro. Contudo, como nenhum dos estudos considera esses aspectos, o presente estudo tem como objetivo prever a demanda de carga aérea no Brasil, além de examinar o impacto de variáveis econômicas, sociais, de mercado e padrões regionais específicos, com ênfase nos aeroportos selecionados do bloco Nordeste.

4 METODOLOGIA

4.1 Caracterização da pesquisa

A natureza da pesquisa realizada é quantitativa, uma vez que se baseia na construção de um banco de dados em painel mensal, permitindo a análise estatística das variáveis envolvidas na operação dos aeroportos.

A lógica de investigação é orientada pela teoria econômica da demanda derivada (Button, 2010), uma vez que, como discutem Magalhães *et al.* (2014), a demanda por serviços de transportes não é gerada diretamente por uma necessidade do produto, mas pela demanda por bens e serviços que necessitam ser movimentados. Assim, pode-se assumir que a demanda de carga aérea é derivada das necessidades econômicas e sociais de movimentação de bens em resposta a fatores como crescimento econômico, padrões de consumo, e até políticas ambientais da região analisada.

Logo, o modelo econométrico típico à demanda por transporte de carga é descrito por:

$$Q = f(Y, D, P) \quad (1)$$

No qual (Q) é a demanda por carga de transportes, (Y) representa a atividade econômica, (D) caracteriza a distância decorrida e (P) é o preço do serviço.

Quanto à abordagem do problema, a pesquisa foca na comparação entre a gestão dos aeroportos concedidos em um mesmo bloco, sob administração de uma mesma operadora. Assim, é buscado identificar padrões e tendências na operação para cada aeroporto.

A finalidade do estudo é desenvolver um modelo preditivo que permita estimar a demanda de voos cargueiros dos aeroportos membros do bloco Nordeste, considerando fatores de influência da demanda de carga, conforme apresentado na Equação (1).

Os procedimentos técnicos adotados incluem a aplicação de testes de diagnóstico para validar os pressupostos do modelo, como heterocedasticidade e autocorrelação, além da utilização de modelos de regressão com dados de contagem para prever a ocorrência de voos cargueiros. A pesquisa também enfatiza a importância de uma gestão integrada e estratégica das operações aeroportuárias, considerando as particularidades regionais e as mudanças no mercado, especialmente com o crescimento do *e-commerce*.

4.2 Seleção e coleta de dados

O estudo de caso selecionado concentra-se nos aeroportos do bloco Nordeste (NE) de concessões no Brasil. Esse bloco é composto por seis aeroportos estratégicos na Região Nordeste do Brasil: Recife-PE (SBRF), Aracaju-SE (SBAR), Campina Grande-PB (SBKG), Maceió-AL (SBMA), Juazeiro do Norte-PB (SBJU) e João Pessoa-PB (SBJP). A escolha desses aeroportos é relevante, pois o bloco NE representa o primeiro grupo de concessões aeroportuárias em blocos no Brasil, em 2019 (Brasil, 2019), oferecendo uma oportunidade única para medir e comparar a operação e a governança dos aeroportos sob a gestão da concessionária privada (AENA).

Para realizar uma análise abrangente, foram coletados dados mensais detalhados sobre diversos aspectos operacionais e econômicos dos aeroportos, conforme especificado na Equação (1). Esses dados foram então selecionados com base em análises de demanda presentes na literatura (ver Quadro 1), e suas informações são apresentadas a seguir na Quadro 2.

As variáveis são categorizadas de acordo com o tipo de informações coletadas, podendo ser divididas em três grupos: variáveis individuais, que se referem a informações específicas de cada aeroporto; variáveis gerais, que correspondem a dados nacionais; e variáveis derivadas, que são calculadas ou estimadas a partir das variáveis dos dois primeiros grupos ou que servem como especificadoras para um determinado efeito ou para cada aeroporto.

Quadro 2 – Descrição das variáveis selecionadas para o banco de dados, valores por aeroporto, nacionais e estimadas

Variável	Nome da Variável no Modelo	Fonte
Variáveis individuais – Dados para cada Aeroporto		
Decolagens de Cargueiros	DecolagensCARGUEIRO	ANAC (2024)
Decolagens de voos de Passageiros	DecolagensPAX	
Carga e Correio (Kg)	CARGO	
Yield médio (R\$)	YIELD	
Dummy início de operação da Concessão	CONCESSAO	AENA (2020)
Variáveis gerais – Dados nacionais		
PIB (Milhões)	PIB	FGV (2024)
Taxa de Câmbio Nominal (R\$/ U\$)	Cambio	
Exportações do Setor Aéreo do Brasil (U\$)	ExportacaoAviacao	COMEXSTAT (2024)
Importações do Setor Aéreo do Brasil (U\$)	ImportacaoAviacao	

Variável	Nome da Variável no Modelo	Fonte
Inflação Padronizada	InflacaoPadronizada	FGV (2024)
Produção industrial - fabricação de veículos automotores, reboques e carrocerias: índice de quantum (média 2022 = 100)	ProducaoIndustrialVeic	
Produção industrial - fabricação de produtos farmoquímicos e farmacêuticos: índice de quantum (média 2022 = 100)	ProducaoIndustrialFarmacos	
Produção industrial - indústria geral: índice de quantum (média 2022 = 100)	ProducaoIndustrialGeral	
Querosene da Aviação (R\$)	QAVRL	ANAC (2024)
Dummy período do COVID	COVID	
Variáveis Estimadas		
Decolagens Totais	DecolagensTOTAL	-
Dummy Aeroporto de Recife/PE - SBRF	DAEROPORTO-1	
Dummy Aeroporto de Maceió/AL – SBMO	DAEROPORTO-2	
Dummy Aeroporto de João Pessoa/PB – SBJP	DAEROPORTO-3	
Dummy Aeroporto de Aracaju/SE – SBAR	DAEROPORTO-4	
Dummy Aeroporto de Campina Grande/PB - SBKG	DAEROPORTO-5	
Dummy Aeroporto de Juazeiro do Norte/CE - SBJU	DAEROPORTO-6	
Balança Comercial – Setor Aéreo	BalancComercAero	
Taxa de Crescimento local (%)	Dif_PIB	
PIB sem variação sazonal	PIB_Destrendizado	
Tempo	Time	
Taxa de crescimento da inflação em transportes (%)	Dif_IPCA Transportes	

Fonte: Elaborado pelos autores.

As variáveis estimadas podem ser classificadas em variáveis que especificam um determinado efeito sobre a demanda ou que refletem o comportamento específico da demanda em cada aeroporto pertencente ao bloco Nordeste. Dentre as variáveis específicas a cada aeroporto, as variáveis dummy buscam introduzir a análise da capacidade preditiva do modelo para cada aeroporto do bloco, de modo que seja considerada a variação na acurácia dentro do grupo. Da mesma forma, as decolagens totais se referem a operação total de decolagens dos aeroportos, servindo como offset na avaliação de capacidade ou de eficiência na operação destes, sendo obtida conforme Equação (2).

$$Decolagens_{Totais} = Decolagens_{cargueiro} + Decolagens_{passageiros} \quad (2)$$

Por outro lado, dentre as variáveis estimadas de efeito, a velocidade de produção, dada pela taxa de crescimento da produção nacional, é obtida através de uma *proxy* da primeira diferença do Produto Interno Bruto (PIB). A aplicação da tendência do PIB visa minimizar os efeitos de deslocamento da curva de regressão gerada pelos altos valores da produção nacional. Do mesmo modo, o Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) do setor de transportes é ajustado a partir da primeira diferença permitindo a análise do efeito da taxa de crescimento da inflação do setor de transportes na previsão da demanda de cargueiros, servindo como uma *proxy* da variação econômica específica ao setor doméstico de carga.

Além disso, questões de sazonalidade nos fatores econômicos são ainda verificadas nas variáveis. Logo, a aplicação da variável temporal (tempo) permite identificar o comportamento da demanda independente da variação sazonal das demais variáveis (principalmente as econômicas

como o PIB, inflação, câmbio, etc.). Dessa forma, o PIB é “destrendizado” à variação sazonal, permitindo a análise da variação temporal da demanda e não do crescimento da produção, ou seja, os efeitos de uma *proxy* da produção ou de crescimento econômico não serão avaliados pelo modelo, apenas o comportamento sazonal da demanda prevista, caso exista.

Por fim, a balança comercial (*BC*), Equação (3), serve como indicador da atividade econômica nacional em relação ao comércio internacional de carga aérea. Essa variável permite indicar, a partir do balanço entre exportações (*E*) e importações (*I*) do setor aéreo nacional, qual a estrutura adotada e quais os potenciais de crescimento.

$$BC = E - I \quad (3)$$

Dessa forma, a análise dos dados coletados buscou identificar a relação causal entre a variável dependente selecionada (o número de decolagens de cargueiros) e os fatores explicativos da demanda por transportes, Equação (1).

Com base nesses dados, foi construído um banco de dados em painel, que consiste em uma série de dados mensais, permitindo analisar as principais mudanças na operação dos aeroportos do bloco ao longo do tempo, além de comparar as diferentes variáveis selecionadas.

O banco de dados construído permite ainda a aplicação de técnicas estatísticas e econômicas avançadas para avaliar o desempenho dos aeroportos sob diferentes modelos de governança e gerenciamento, identificando padrões e tendências na operação dos aeroportos e como estes influenciaram o desempenho dos aeroportos do bloco.

4.3 Seleção dos métodos de previsão

A construção de um modelo de previsão para o banco de dados em painel mensal requer uma abordagem sistemática e fundamentada na teoria econômica e estatística. Dessa forma, a seleção do método ideal de previsão se baseia na comparação entre a análise da relação linear entre as variáveis com uma distribuição aleatória da variável que segue a distribuição de Poisson.

Os modelos selecionados para a construção da predição foram avaliados a partir de testes de diagnóstico, como heterocedasticidade, autocorrelação e multicolinearidade entre as variáveis selecionadas. Além desses, testes de especificação foram empregados para verificar a significância dos efeitos específicos.

Assim, dois métodos foram selecionados para a construção dos modelos: o primeiro é um método de regressão linear por Mínimos Quadrados Ponderados (*Weighted Least Squares – WLS*), e o segundo é um método de variável dependente limitada do tipo contagem, que segue uma distribuição de Poisson. A comparação entre os métodos econométricos clássicos permitirá avaliar as suas adequações quanto à especificidade da previsão realizada, conforme indicado por Madhavan *et al.* (2020).

Os métodos serão testados para que a resposta com maior significância estatística e melhor capacidade preditiva indique o modelo mais adequado para prever a demanda de cargueiros nos aeroportos do bloco Nordeste. As estatísticas descritivas das saídas de cada modelo serão analisadas, juntamente com a variação observada na variável dependente.

1.1.1. Modelos de Regressão por Mínimos Quadrados Ponderados (*WLS*)

Ao serem comparados os modelos de efeitos fixos e aleatórios para os estimadores fixos ou aleatórios, o teste de Hausman não rejeita a hipótese nula de que as estimativas GLS são consis-

tentes (valor p de 0,497733), indicando que não há evidência de que o modelo de efeitos aleatórios seja inconsistente.

Contudo, a heterocedasticidade do modelo aleatório (MRA) não é significativa, uma vez que o Teste de Breusch-Pagan rejeita a hipótese nula de que a variância do erro de unidade específica é zero.

Dessa forma, o método de previsão selecionado foi o modelo de Mínimos Quadrados Ponderados (WLS), o qual atribui pesos diferentes a cada observação na amostra, com base na variância de erro associada a cada uma delas. O objetivo do WLS é minimizar a soma ponderada dos quadrados dos resíduos, em que os pesos são definidos de forma inversamente proporcional à variância de erro das observações. Isso significa que observações com maior variância de erro recebem menos peso, enquanto aquelas com menor variância de erro recebem mais peso, sendo útil quando há heterocedasticidade (Gujarati; Porter, 2008). Para a previsão de demanda por cargueiros em aeroportos, em que certas observações podem ter uma confiabilidade maior do que outras, a escolha da ponderação dos pesos permite distribuição de maior importância para as observações com menor incerteza e menor variabilidade nos erros.

A fórmula para o WLS (4) considera que a soma dos quadrados dos resíduos (SQR) é igual ao somatório dos pesos atribuídos às variáveis independentes (ω_i), os quais são inversamente proporcionais à sua variância de erro (5), em razão do quadrado da diferença entre os valores observados (y_i) e os previstos pelo modelo (Y_i).

$$SQR = \sum_{i=1}^n \omega_i (y_i - Y_i)^2 \quad (4)$$

$$\omega_i = 1/\sigma_i^2 \quad (5)$$

1.1.2 Método de regressão em variável dependente limitada do tipo contagem com distribuição de Poisson

O segundo método aplicado assume que a natureza das variáveis dependentes de um modelo de previsão de demanda aérea é de contagem, uma vez que o número de decolagens de cargueiros se enquadra nos critérios apresentados por Wooldridge (2006): são valores inteiros não negativos, correspondendo à ocorrência de um determinado número de eventos em um intervalo de tempo específico. Assim, o modelo gerado segue uma formulação que prevê o número de voos cargueiros em n aeroportos, Equação (6).

$$Y_i = \text{Poisson}(\lambda_i) \quad (6)$$

$$\lambda_i = e^{(\beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \dots + \beta_k X_{ki})} \quad (7)$$

Onde Y_i representa o número de voos cargueiros no aeroporto i , e (λ_i) é a taxa média de voos cargueiros esperados, que pode ser modelada como uma função das variáveis independentes. Aqui, X_{ki} são as variáveis independentes que podem incluir fatores econômicos e de transporte, e os coeficientes β_k representam o impacto de cada variável independente na taxa de voos cargueiros em cada aeroporto k .

A escolha do modelo de Poisson é justificada pela natureza discreta da variável dependente, que assume apenas valores inteiros não negativos, correspondendo à ocorrência de um número de voos em um determinado intervalo de tempo.

5 RESULTADOS

As estatísticas descritivas de todas as variáveis são apresentadas na Tabela 1. Os dados indicam que, para as variáveis gerais, o PIB registra um crescimento ao longo do intervalo do painel com variação sempre positiva, como apresentado nos valores mínimos da taxa de crescimento local (*dif_PIB*).

Tabela 1 – Estatísticas descritivas das variáveis selecionadas para o banco de dados, valores por aeroporto e nacionais

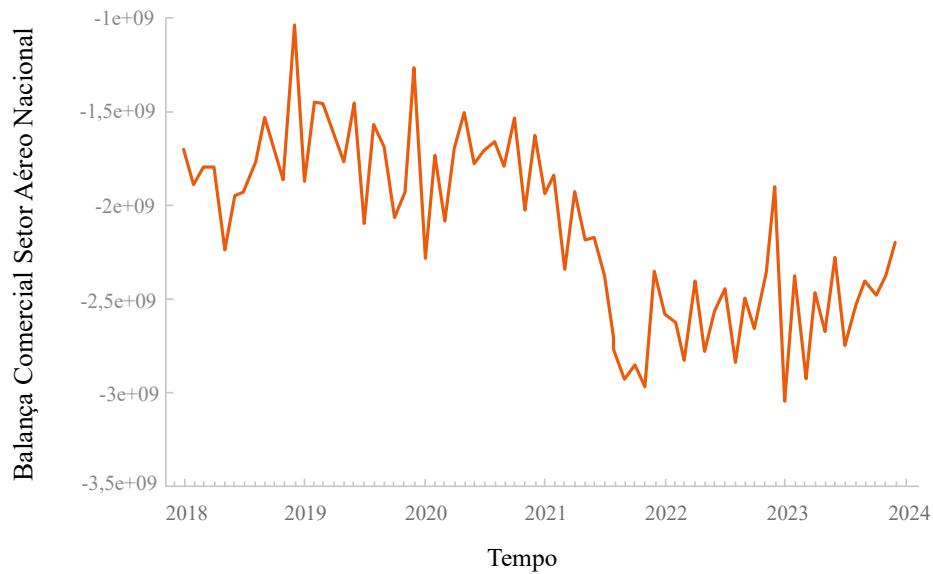
Nome da Variável no Modelo	Unidade	Média	Mediana	Mínimo	Máximo	Desvio-Padrão	C.V.
Variáveis individuais – Dados para cada Aeroporto							
DecolagensCARGUEIRO	-	15,227	0,0	0,0	142,0	31,472	2,067
DecolagensPAX	-	698,91	365,0	0,0	3492,0	924,41	1,323
CARGO	Kg	3,315e+5	36129	0,0	2,517e+6	6,677e+5	2,014
YIELD	R\$/Km	0,381	0,375	0,169	3,0	0,149	0,390
CONCESSAO	-	0,655	1,0	0,0	1,0	0,476	0,726
Variáveis gerais – Dados nacionais							
PIB	Milhões (R\$)	7,215e+5	6,879e+5	5,436e+5	9,533e+5	1,249e+5	0,173
Cambio	US\$/R\$	4,719	4,975	3,210	5,650	0,715	0,151
ExportacaoAviacao	US\$	1,281e+9	1,289e+9	7,263e+8	1,995e+9	2,253e+8	0,179
ImportacaoAviacao	US\$	3,40e+9	3,386e+9	2,335e+9	4,393e+9	5,062e+8	0,1489
InflacaoPadronizada	%	0,276	0,250	-0,420	1,00	0,272	0,988
ProducaoIndustrialVeic	Índice de quantum (média 2022 = 100)	98,771	98,840	9,390	131,29	19,175	0,194
ProducaoIndustrialFarmacos		102,05	104,28	62,831	118,68	11,937	0,117
ProducaoIndustrialGeral		100,28	101,59	70,250	114,46	8,326	0,083
QAVRL	R\$/L	3,033	2,460	1,300	5,810	1,205	0,397
COVID	-	0,222	0,0	0,0	1,00	0,416	1,873
Variáveis Estimadas							
DecolagensTOTAL	-	730,43	362,0	1,0	3652,0	984,99	1,348
BalancComercAero	-	4,706e+8	0,222	-0,106	-0,867	-2,92e+9	-1,449e+9
Dif_PIB	%	25912	4,891	0,431	1,502	-30965	43329
PIB_Destrendizado	R\$	35912	9,470e+14	-0,714	0,201	-57119	47702
Dif_IPCA_Transportes	%	1,379	59,356	-0,762	2,207	-1,760	2,210

Fonte: Elaborado pelos autores.

A balança comercial do setor aéreo predominante negativa, Figura 1, demonstra uma tendência de utilização do setor para importações de bens; essa realidade condiz com a hipótese de Lotti e Caetano (2018) e Alexander e Merket (2021), uma vez que o tempo é um fator essencial do transporte aéreo, resultando na escolha do aeroporto frente ao fretamento rodoviário convencional, salientando ainda que a eficiência das operações alfandegárias no aeroporto é um fator de grande peso na decisão dos exportadores.

A Figura 2 mostra a relação entre variáveis econômicas — taxa de câmbio nominal (a), preço do querosene de aviação (b), PIB (c) e inflação padronizada (d) — e a movimentação de voos cargueiros nos aeroportos do bloco Nordeste. Embora seja possível observar uma relação positiva entre essas variáveis econômicas e a demanda por cargueiros (Akinyemi, 2023; Anguita; Olariaga, 2023; Karunathilake; Fernando, 2024), a alta variância na operação de cargueiros entre os aeroportos do bloco (ver quadro 2) gera distorções nas relações lineares. Além disso, as unidades elevadas na medida do PIB, associadas à sua sazonalidade, podem contribuir para variações na previsão de demanda.

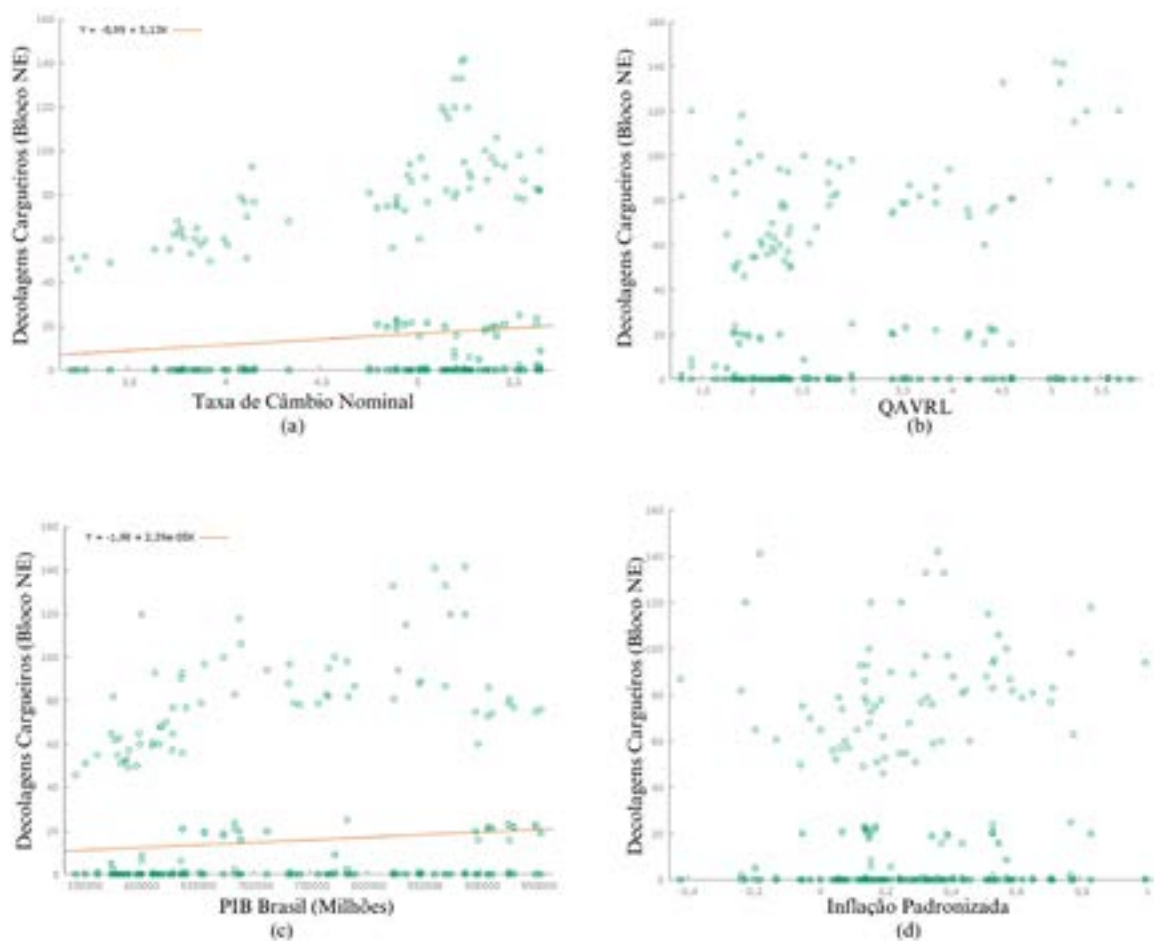
Figura 1 – Balança comercial do setor aéreo nacional



Fonte: Elaborado pelos autores.

Adicionalmente, os custos operacionais dos aeroportos e, conseqüentemente, as decolagens de cargueiros podem ser impactadas pela variação da taxa de inflação e pelo principal insumo na operação de um voo, o combustível (Chao; Hsu, 2014).

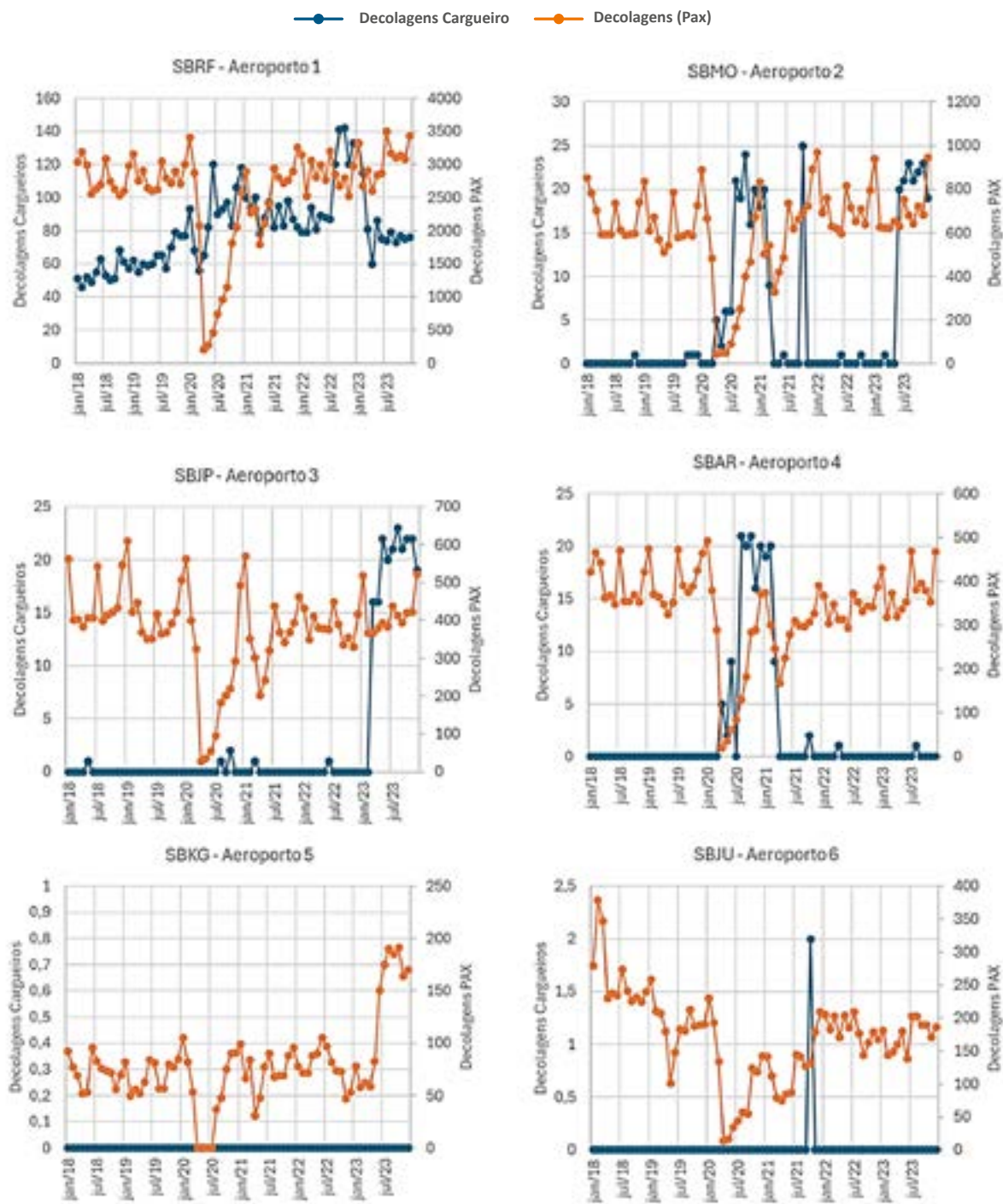
Figura 2 – Relações entre as decolagens de cargueiros nos aeroportos do bloco NE e as variáveis econômicas nacionais



Fonte: Elaborado pelos autores.

Vale salientar também que a variância nas operações de cargueiros dos aeroportos do bloco pode ser observada na correlação entre as variáveis específicas. A média de decolagens de cargueiros é de 15,227, com um mínimo de 0,0 e um máximo de 365,0, indicando grande variação na atividade entre os aeroportos (Figura 3). Somente o aeroporto SBRF apresenta operação regular de cargueiros, enquanto em outros dois aeroportos, SBMO e SBAR, ocorrem picos de demanda durante o período pandêmico, com o transporte principalmente de produtos farmacêuticos. Isso sugere uma movimentação governamental local voltada ao combate à pandemia de Covid-19.

Figura 3 – Relações de decolagens Aeroportos Bloco Nordeste



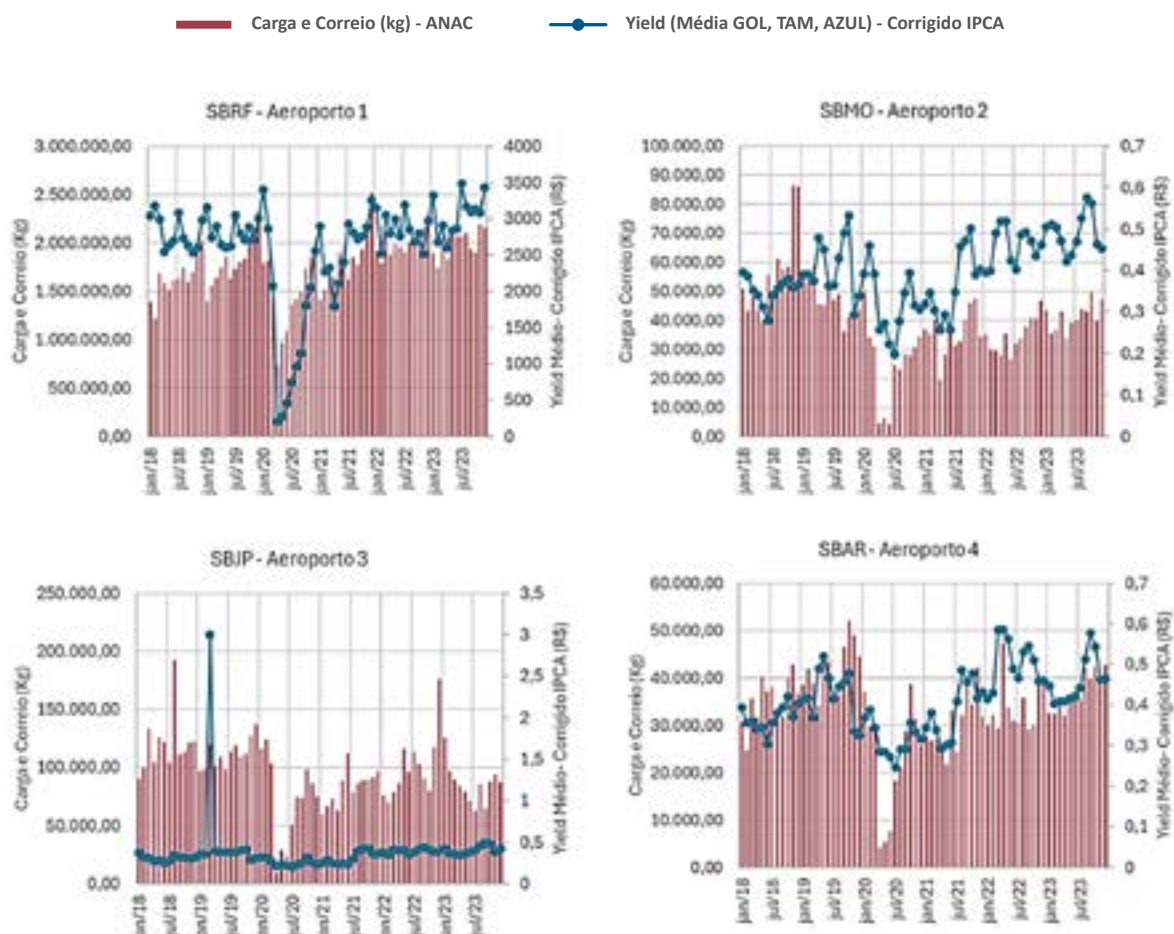
Fonte: Elaborado pelos autores.

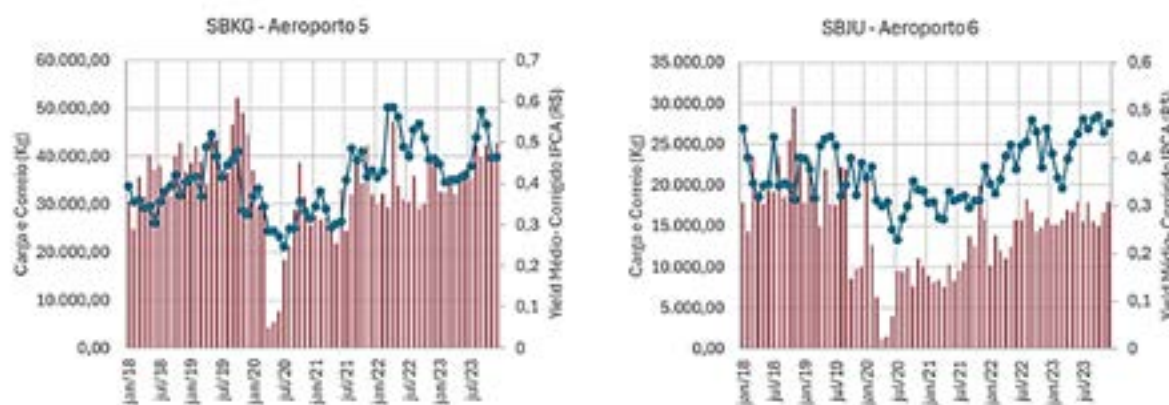
Os demais aeroportos, SBJP, SBKG e SBJU, são aeroportos regionais menores, onde a demanda por cargueiros é praticamente inexistente ao longo de todo o período analisado. No entanto, no caso de SBJP, observou-se um aumento significativo nas operações de cargueiros nos últimos anos de gestão pela AENA, que iniciou em fevereiro de 2020. Esse crescimento foi impulsionado principalmente por operações domésticas, focadas em produtos da indústria geral, conforme dados da Secretaria da Aviação Civil através do Portal Hórus (Hórus, 2024), sugerindo uma possível integração do comércio eletrônico na região do estado da Paraíba, onde o aeroporto está localizado.

Esse resultado levanta a hipótese de que, para os aeroportos do bloco que não têm operações regulares de cargueiros, existe uma possibilidade rentável de desenvolver tais operações. Contudo, ao se analisar a relação entre o *yield* médio das operações regulares de voos domésticos de passageiros nesses aeroportos e a carga doméstica transportada, observa-se uma correlação, indicando a predominância na operação da carga transportada no porão inferior da aeronave comercial de passageiros, chamado de *belly hold*, Figura 4.

Com um *yield* médio para as operações domésticas de 0,381 e um desvio-padrão de 0,149, sugere-se que a rentabilidade dessas operações pode variar consideravelmente entre os aeroportos. Observa-se, por exemplo, que em SBJP, onde a AENA iniciou operações regulares de cargueiros, a variação do *yield* não acompanha diretamente o crescimento na carga transportada nos últimos meses do período analisado.

Figura 4 – Relações de Carga e Yield Aeroportos Bloco NE





Fonte: Elaborado pelos autores.

Dessa forma, o conjunto de variáveis selecionado foi testado em configurações de modelos de predição distintos, utilizando os métodos econométricos selecionados, WLS e modelo de contagem com distribuição de Poisson. Os modelos econométricos propostos seguiram uma natureza de demanda, em que a demanda por transporte de carga (Q) é descrita pela função (1). As informações sobre o preço do serviço são obtidas por *proxys*, como a taxa de câmbio nominal e a taxa de crescimento da inflação em transportes, que são variáveis gerais e estimadas no modelo.

Além disso, as características de distância são observadas pela especificidade de cada aeroporto, utilizando *dummies* e variáveis individuais, como as decolagens de cargueiros e o *yield* médio.

5.1 Modelos de previsão da demanda por cargueiros

Os resultados dos modelos testados são apresentados na Tabela 2. Foram construídos três modelos, o primeiro utilizando o método de Mínimos Quadrados Ponderados (WLS), e os demais utilizando o método de contagem com distribuição de Poisson.

De imediato, o modelo WLS apresenta o maior coeficiente de determinação ajustado. Além disso, o coeficiente negativo na maioria das variáveis explicativas indica uma relação inversamente proporcional entre o custo de operação de voos cargueiros em todos os aeroportos do bloco (QAVRL). Enquanto isso, todos os aeroportos menores, em comparação a SBRF, mostram tendências negativas na geração de voos cargueiros. Já o PIB, como *proxy* econômica direta, sugere uma maior probabilidade de formação de demanda por cargueiros no bloco à medida que ocorre crescimento na produção doméstica brasileira.

Contudo, apesar da alta significância estatística das variáveis selecionadas pelo modelo WLS e do ajuste dos pesos com base nas variâncias dos erros por unidade — o que permite que observações com menor variância exerçam maior influência na estimativa dos parâmetros (Wooldridge, 2006) e, consequentemente, uma regressão com dados heterogêneos representativos da variação na demanda por cargueiros entre os aeroportos do bloco —, o modelo rejeita a hipótese nula de distribuição normal dos erros, com p -valor de $5,85734e-28$. Isso pode indicar que as suposições do modelo não estão sendo atendidas, o que pode comprometer a validade das inferências estatísticas, pois a distribuição normal dos erros é fundamental para garantir a eficiência das estimativas dos parâmetros e a validade dos testes de hipóteses (Gujarati; Porter, 2008).

Além disso, os modelos de contagem oferecem várias vantagens em relação aos modelos de Mínimos Quadrados Ponderados (WLS), especialmente para dados inteiros positivos. Segundo Ohi e Kim (2020), os modelos de contagem são projetados para lidar com a natureza discreta desses dados, que frequentemente apresentam uma quantidade excessiva de zeros. Isso é relevante, pois a presença de zeros excessivos viola as suposições de distribuição normal dos erros nos modelos WLS, que assumem que a variável dependente é contínua e normalmente distribuída.

Tabela 2 – Modelos de previsão da demanda de cargueiros nos aeroportos do Bloco NE

Variável	Modelos de Previsão da Demanda por Cargueiros: Aeroportos do Bloco NE					
	WLS	p-valor	Contagem (Poisson) 1	p-valor	Contagem (Poisson) 2	p-valor
Constante	71,4910	6,20e-90 ***	-6,267	4,51e-160 ***	-6,06244	2,25e-229 ***
QAVRL	-1,63092	8,33e-7 ***	-	-	-	-
DAEROPORTO-2	-76,4722	6,04e-114 ***	-1,67924	5,54e-131 ***	-1,31573	1,25e-125 ***
DAEROPORTO-3	-78,4167	1,45e-120 ***	-2,18561	7,30e-84 ***	-1,32907	3,99e-79 ***
DAEROPORTO-4	-79,0039	4,18e-119 ***	-1,35695	4,85e-66 ***	-1,43714	1,81e-74 ***
DAEROPORTO-5	-81,3056	1,83e-127 ***	-22,0608	0,9965	-22,1286	0,9963
DAEROPORTO-6	-81,2778	1,98e-127 ***	-4,99992	1,55e-12 ***	-5,09687	5,73e-13 ***
PIB	2,05E-05	2,20e-10 ***	-	-	-3,57548e-07	0,0230 **
Cambio	-	-	0,340452	8,59e-17 ***	0,523132	1,10e-91 ***
BalancaComercAero	-	-	3,33511e-10	8,59e-17 ***	3,59443e-10	2,04e-21 ***
ProducaoIndustrialVeic	-	-	-0,0142936	4,63e-22 ***	-0,0180278	7,44e-52 ***
ProducaoIndustrialFarmacos	-	-	0,0132842	9,76e-20 ***	0,0115149	1,37e-22 ***
ProducaoIndustrialGeral	-	-	0,0173108	3,33e-9 ***	0,0168533	2,92e-11 ***
Time	-	-	0,00526171	0,0011 ***	-	-
Dif_PIB	-	-	1,42100e-06	0,0273 **	-	-
Dif_IPCA_Transportes	-	-	0,0475760	4,61e-6 ***	-	-
PIB_Destrendizado	-	-	-5,11985e-6	2,12e-15 ***	-	-
n (número de observações)		432		390		432
R ² ajustado		0,7530		0,6242		0,5359
Log da Verossimilhança		-563,4		-1173		-1563

Fonte: Elaborado pelos autores.

Legenda:

* significativo ao nível de 10 por cento

** significativo ao nível de 5 por cento

*** significativo ao nível de 1 por cento

Dessa forma, foram construídos dois modelos aplicando a metodologia de contagem. A distribuição de Poisson é assumida aos modelos, pois o número de eventos é grande e a probabilidade de ocorrência de cada evento é pequena (Wooldridge, 2006).

O primeiro modelo de contagem com distribuição de Poisson, apresentado na Tabela 2, possui um R² ajustado de 0,6242, indicando que 62,42% da variabilidade nas decolagens de cargueiros são explicados pelas variáveis independentes incluídas, porém ainda sendo um coeficiente de determinação inferior ao do modelo WLS. No entanto, as relações da atividade econômica são

analisadas nesse modelo considerando as variáveis estimadas, como as taxas de crescimento da produção e da inflação do setor de transportes (dif_PIB e $Dif_IPCA_Transportes$, respectivamente). Em ambas as variáveis, a relação é positiva em relação à previsão da demanda, comportamento já indicado por Akinyemi (2023) e Anguita e Olariaga (2023). Contudo, ao verificar a influência do PIB "destrendizado" — buscando eliminar a influência sazonal do PIB e focar nas variações que podem impactar a demanda de forma mais direta — observa-se que a relação entre as variáveis econômicas e a demanda por serviços de transporte se torna inversamente proporcional.

A produção industrial de produtos farmacêuticos e da indústria geral, por sua vez, é não apenas diretamente proporcional, mas também de maior impacto e significância. Embora o coeficiente para a produção da indústria automobilística no Brasil seja negativo, os fatores de produção industrial, conforme defendido por Alexander e Merket (2021) e Karunathilake e Fernando (2024), influenciam a distribuição doméstica de carga no Brasil. Isso levanta a hipótese de que o setor cargueiro esteja mais voltado à indústria do que ao consumo individual na Região.

Em relação à demanda internacional de carga, o coeficiente positivo para uma balança com saldo comercial negativo pode indicar uma utilização do setor cargueiro aéreo para distribuição de importações na Região (Ishutkina; Hansman, 2009), especificamente para os estados aos quais pertencem os aeroportos do bloco.

As dummies para os aeroportos mostram que a maioria dos aeroportos do bloco Nordeste tem um impacto negativo significativo nas decolagens em relação a SBRF, com p-valores muito baixos. Contudo, SBKG não é estatisticamente significativo (p-valor de 0,9965), uma vez que não existe movimentação de cargueiros para o aeroporto, Figura 3.

O segundo modelo gerado também aplica o método de contagem com distribuição Poisson, porém desconsiderando as variáveis derivadas do PIB. A variável tempo não apresenta uma resposta significativa ao comportamento da demanda de cargueiros, uma vez que efeitos indiretos como políticas públicas ou específicas à gestão da concessionária podem afetar a demanda de forma não linear, como no caso da demanda em SBJP, Figura 3.

Assim, preza-se por um modelo parcimonioso, em que a relação da atividade econômica é medida por uma única variável, o PIB, que apresenta valor negativo. Com o coeficiente negativo, pode-se indicar que, à medida que o PIB nominal aumenta, a demanda por decolagens de cargueiros diminui. Isso poderia ocorrer em situações em que, por exemplo, um aumento no PIB nominal não se traduz em um aumento proporcional na demanda por transporte aéreo de carga.

Em alguns casos, como o do Chile apresentado por Vega (2008), sugere-se que a demanda por transporte aéreo de carga é suscetível a choques de demanda exógenos, como recessões econômicas, que podem não se traduzir em um aumento proporcional na demanda por serviços aéreos, mesmo com um PIB crescente. Portanto, a eficiência do setor aéreo de carga e a dinâmica da demanda podem não acompanhar diretamente o crescimento do PIB nominal.

Entretanto, variáveis *proxy* da influência do comércio internacional na operação de cargueiros na Região indicam uma resposta positiva, demonstrando novamente uma resposta direta da demanda de escoamento de importações de carga aérea para o bloco.

As dummies específicas a cada aeroporto se assemelham ao segundo modelo, de modo que todos, com exceção de SBKG, são significativos estatisticamente, porém, com efeito negativo em relação ao único aeroporto com movimentação regular de cargueiros no bloco, SBRF. A comparação dos aeroportos proporcionada pelas dummies individuais indica que, tendo o aeroporto de Recife como hub concentrador de operações para o bloco, a resposta dos demais aeroportos pode ser um indicativo da necessidade de operação conjunta ao aeroporto âncora do bloco. Essa hipótese indica a possibilidade de desempenho das atividades de distribuição das rotas cargueiras para aeroportos menores, como indicado por Babagolzadeh *et al.* (2022) e Boonekamp e Burghouwt (2017).

Além disso, em relação à colinearidade, o teste dos Fatores de Inflacionamento da Variância (VIF) não apresenta valores que indiquem colinearidade entre as variáveis selecionadas em nenhum dos modelos construídos.

Desse modo, os modelos foram analisados a partir da comparação entre as estatísticas descritivas das previsões de teste realizadas, Tabela 3. Entre os modelos, apenas o modelo de contagem 1 não atinge a média da variável dependente. No entanto, a mediana da variável dependente é 0, o que pode indicar que a maioria das observações está concentrada em valores baixos, mas as medianas dos modelos de contagem 2 e WLS são significativamente maiores, sugerindo que esses modelos podem estar superestimando a centralidade dos dados.

Tabela 3 – Estatísticas descritivas das previsões dos modelos testados em comparação à variável dependente (Decolagens de cargueiros)

Modelo	Média	Mediana	D.P.	Mín	Máx
Decolagens Cargueiros (dados reais)	15,23	0,0	31,47	0,0	142,0
Modelo WLS	15,23	2,518	29,66	-1,840	84,62
Modelo Contagem 1 (Poisson)	14,81	1,624	31,96	4,518e-11	149,5
Modelo Contagem 2 (Poisson)	15,23	2,397	31,51	4,149e-11	143,3

Fonte: Elaborado pelos autores.

Por fim, a dispersão do desvio-padrão em relação à média, assim como a proximidade dos valores mínimos e máximos aos observados para a variável descrita, indica que o modelo de contagem parcimonioso, que utiliza o PIB nominal em vez dos fatores estimados, configura o melhor formato para a previsão da demanda de cargueiros no bloco de aeroportos do Nordeste.

A proximidade da resposta predita à realidade do modelo indica que a construção de um modelo de predição de voos cargueiros em blocos de aeroportos do Brasil aponta para a necessidade de adaptação dos modelos de concessão utilizados, devendo ser consideradas não apenas a demanda de passageiros, mas também as operações de carga no desenvolvimento das infraestruturas dos aeroportos. Além disso, a flexibilidade dos modelos é fundamental para acompanhar as mudanças no mercado, particularmente o incremento do *e-commerce* e as demandas logísticas associadas. Os resultados enfatizam a capacidade dos aeroportos regionais em desenvolver sua própria demanda de carga, reforçando a importância de uma gestão integrada e estratégica das operações aeroportuárias.

Dessa maneira, pode ser levantada a hipótese de que, diferentemente do estabelecido no contrato de concessão, manutenção e expansão dos aeroportos integrantes do bloco Nordeste (ANAC, 2019), os fatores desencadeadores de investimentos em infraestrutura desses aeroportos devem considerar, além dos movimentos de aeronaves e dos passageiros no horário de pico, também as operações de carga. Isso porque, dentro do grupo, apenas SBRF conta com um terminal de cargas, enquanto as operações nos demais aeroportos não estão focadas no desenvolvimento da infraestrutura para carga.

6 CONCLUSÕES

O presente estudo teve como objetivo principal desenvolver um modelo preditivo para estimar a demanda de carga aérea nos aeroportos concessionados do bloco Nordeste do Brasil. A pesquisa se baseou na construção de um banco de dados em painel, que permitiu a análise das variáveis operacionais e econômicas ao longo do tempo. Através da aplicação de métodos econométricos, como a regressão por Mínimos Quadrados Ponderados (WLS) e modelos de contagem com distri-

buição de Poisson, foi possível identificar padrões e tendências que influenciam a demanda por voos cargueiros na Região.

Os principais resultados indicaram que a demanda por carga aérea é significativamente afetada por fatores econômicos, como o PIB e a conectividade entre os aeroportos. O modelo de contagem com distribuição de Poisson se destacou por sua capacidade preditiva, demonstrando que a variância de erro das observações é um aspecto crucial a ser considerado na análise. Além disso, a comparação entre os modelos de contagem revelou que, embora alguns modelos possam superestimar a centralidade dos dados, a utilização do PIB nominal se mostrou eficaz para a previsão da demanda de cargueiros para os aeroportos do bloco Nordeste.

A hipótese da pesquisa, que buscava entender a dinâmica da demanda de carga aérea em relação a variáveis econômicas e operacionais, foi atendida em parte. Os resultados sugerem que, para além da demanda de passageiros, é fundamental considerar as operações de carga na formulação de políticas e na gestão dos aeroportos. A análise específica para cada aeroporto revelou que o aeroporto de Recife (SBRF) atua como um *hub* concentrador, indicando a necessidade de uma operação conjunta com os demais aeroportos do bloco.

Além disso, a pesquisa enfatiza a importância de uma gestão integrada e estratégica das operações aeroportuárias, especialmente em um contexto de crescente e-commerce e mudanças nas demandas logísticas. A flexibilidade dos modelos de concessão é essencial para acompanhar essas transformações, garantindo que os aeroportos possam se adaptar às novas realidades do mercado. A análise dos dados sugere que os aeroportos regionais têm potencial para desenvolver sua própria demanda de carga, o que reforça a necessidade de investimentos em infraestrutura.

Para trabalhos futuros, recomenda-se a expansão da pesquisa para incluir uma análise mais detalhada dos fatores determinantes da demanda por carga aérea, bem como o papel do transporte aéreo regional na logística brasileira. A resposta negativa do PIB em ambos os modelos de contagem indica uma relação econômica exógena que deve ser investigada em estudos futuros. Assim, é fundamental que as políticas de investimento em infraestrutura aeroportuária considerem não apenas os movimentos de passageiros, mas também as operações de carga, a fim de promover um desenvolvimento mais equilibrado e sustentável da aviação no Brasil.

REFERÊNCIAS

AENA - AEROPORTOS DO NORDESTE DO BRASIL S.A. Histórico dos Aeroportos do Bloco Nordeste. **Portal da Concessionária**. 2020. Acesso em 31 de janeiro de 2023. Disponível em: <https://www.aenabrasil.com.br/pt/aeroportos/aeroporto-internacional-do-recife-guararapes-gilberto-freyre/historico.html>.

AKINYEMI, Y. C. Air cargo demand in Africa: Application of cointegration and error correction modelling techniques. **Journal of Air Transport Management**, 109, p. 1-12, 2023. <https://doi.org/10.1016/j.jairtraman.2023.102399>.

ALEXANDER, D. W.; MERKERT, R. Applications of gravity models to evaluate and forecast. **Transport Policy**, 104, p. 52-62, 2021. <https://doi.org/10.1016/j.tranpol.2021.01.004>.

ANAC - AGÊNCIA NACIONAL DE AVIAÇÃO CIVIL. **Contrato de Concessão para Ampliação, Manutenção e Exploração dos Aeroportos Integrantes do Bloco Nordeste (até TA n.003.2023)**. Brasília: Agência Nacional de Aviação Civil, 2023.

_____. **Dados e estatísticas da aviação regional**. Portal Digital da ANAC, 2024. Disponível em: <https://www.gov.br/anac/pt-br/assuntos/dados-e-estatisticas/dados-estatisticos/dados-estatisticos>. Acesso em: 31 jan. 2023.

ANGUITA, J. G. M.; OLARIAGA, O. D.. Air cargo transport demand forecasting using ConvLSTM2D, an artificial neural network architecture approach. **Case Studies on Transport Policy**, v. 12, p. 1-12, 2023. doi: 10.1016/j.cstp.2023.101009.

BABAGOLZADEH, M.; ZHANG, Y.; ABBASI, B.; SHRESTHA, A.; ZHANG, A. Promoting Australian regional airports with subsidy schemes: Optimised downstream logistics using vehicle routing problem. **Transport Policy**, v.128, p. 38-51, 2022. doi:<http://dx.doi.org/10.1016/j.tranpol.2022.09.001>. Acesso em: 15 jan. 2023.

BAIER, F.; BERSTER, P.; GELHAUSEN, M. Global cargo gravitation model: airports matter for forecasts. **International Economics and Economic Policy**, v. 19, p. 219-238, 2022. doi: <https://doi.org/10.1007/s10368-021-00525-2>. Acesso em: 15 jan. 2023.

BOMBELLI, A.; SANTOS, B. F.; TAVASSZY, L. Analysis of the air cargo transport network using a complex network theory perspective. **Transportation Research Part E: Logistics and Transportation Review**, v. 138, 2020. doi: <https://doi.org/10.1016/j.tre.2020.101959>. Acesso em: 15 jan. 2023.

BOONEKAMP, T.; BURGHOUWT, G. Measuring connectivity in the air freight industry. **Journal of Air Transport Management**, v. 61, p. 81-94, 2017. doi: <http://dx.doi.org/10.1016/j.jairtraman.2016.05.003>.

BRASIL. AGÊNCIA NACIONAL DE AVIAÇÃO CIVIL. **Contrato de concessão para ampliação, manutenção e exploração dos aeroportos integrantes do Aeroporto de São Gonçalo do Amarante**. Brasília: ANAC, 2017.

_____. AGÊNCIA NACIONAL DE AVIAÇÃO CIVIL. **Contrato de concessão para ampliação, manutenção e exploração dos aeroportos integrantes do Bloco Nordeste** (Texto Compilado até o Termo Aditivo nº 003/2023). Brasília: ANAC, 2019.

BUTTON, K. **Transport economics**. Edward Elgar Publishing, 2010.

CHAO, C. C.; HSU, C.W. Cost analysis of air cargo transport and effects of fluctuations in fuel price. **Journal of Air Transport Management**, v. 35, p. 51-56, 2014. DOI: <http://dx.doi.org/10.1016/j.jairtraman.2013.11.010>.

CHU, H.C. Exploring preference heterogeneity of air freight forwarders in the choices of carries and routes. **Journal of Air Transport Management**, v. 37, p. 45-52, 2014. DOI: <http://dx.doi.org/10.1016/j.jairtraman.2014.02.002>.

CONWAY, P. **Airline Business**. London, v. 24, n.10, p. 78-81, 2008.

DANTAS, T. M.; OLIVEIRA, F. L. C.; REPOLHO, H. M. V. Air transportation demand forecast through Bagging Holt Winters methods. **Journal of Air Transport Management**, v. 59, p.116-123, 2016. DOI: <http://dx.doi.org/10.1016/j.jairtraman.2016.12.006>.

SILVA, F. G. F.; RODRIGUES, J. A. S.; FALCÃO, V. A. Analysis of efficiency gains of airports awarded in the first group of Brazilian auctions. In: CONGRESSO DE PESQUISA E ENSINO EM TRANSPORTES, 33., 2019, Balneário Camboriú. **Anais...** Balneário Camboriu, Brazil, 2019. Acesso em: 15 jan. 2023.

DOMINGOS, M. C. F.; FALCÃO, V. A.; SILVA, F. G. F. Analysis of the Factors that Influence Airport Choice in Northeast Brazil. In: CONGRESSO DE PESQUISA E ENSINO EM TRANSPORTES, 34., 2020, Digital. **Anais...** Digital: ANPET, 2020.

FALCÃO, V. A.; DA SILVA, F. G.; OLIVEIRA, F. H.; NEGRI, N. A.; ANDRADE, M. O.; BRASILEIRO, A.; . MACÁRIO, R.. Scientific investigations in air transport about Brazil: A bibliometric review. **Case Studies on Transport Policy**, v. 9, n. 4, p. 1912-1921, 2021. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.cstp.2021.10.012>.

FALCÃO, V. A.; QUEIROZ JÚNIOR, H. S.; MENDES, L. T. B.; DA SILVA, F. G. F. Impacto da pandemia da COVID-19 na eficiência dos aeroportos brasileiros: aplicação de análise envoltória de dados e regressão tobit. **Revista Transporte y Territorio**, n. 27, p. 72-102, 2022. DOI: <https://doi.org/10.34096/rtt.i27.12217>.

GALDIANO, L.; FALCAO, V. A.; SILVA, F. G. F. Systematic Review Airport Concessions and the Brazilian Case. In: SIMPÓSIO BRASILEIRO DE TRANSPORTE AÉREO, 28., 2019, Brasília. **Anais...** Brasília: SBTA, 2019.

GRAHAM, P. A. Airport privatisation: A successful journey? **Journal of Air Transport Management**, v. 89, 101930, 2020. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jairtraman.2020.101930>.

GUJARATI, D.; PORTER, C. **Basic Econometrics** (5th ed.). New York, NY: McGraw-Hill Education, 2008.

IATA. IATA Cargo Strategy. **International Air Transport Association**. 2018. Disponível em: <https://www.iata.org/whatwedo/cargo/Documents/cargo-strategy.pdf>.

_____. **New era for air cargo: How e-commerce is accelerating logistics transformation**. International Air Transport Association. 2021. Disponível em: <https://www.iata.org/en/publications/store/new-era-air-cargo-ecommerce-whitepaper-2021>.

ISHUTKINA, MARIYA A.; R. JOHN HANSMAN (2009). **Analysis of the Interaction Between Air Transportation and Economic Activity: A Worldwide Perspective**. MIT International Center for Air Transportation (ICAT)/ Department of Aeronautics & Astronautics Massachusetts Institute of Technology Cambridge. Report No. ICAT-2009-2, 2009.

KARUNATHILAKE, A. N.; FERNANDO, A. Identifying the key influencing factors for the growth of air cargo demand. **Journal of Global Operations and Strategic Sourcing**, v. 17, n. 2, p. 368-383, 2024. doi: 10.1108/JGOSS-06-2022-0072.

LOTTI, R.; CAETANO, M. The airport choice of exporters for fruit from Brazil. **Journal of Air Transport Management**, v. 70, p. 104-112, 2018. doi: <https://doi.org/10.1016/j.jairtraman.2018.05.003>.

MADHAVAN, M.; ALI SHARAFUDDIN, M.; PIBOONRUNGROJ, P.; YANG, C.-C. Short-term forecasting for airline industry: The case of Indian air passenger and air cargo. **Global Business Review**, v. 24, n. 6, p. 1-35, 2020. doi: 10.1177/0972150920923316.

MAGALHÃES, M. A.; ARAGÃO, J. A.; YAMASHITA, Y. Definição de transporte. **Transportes**, v. 22, n. 3, p. 1-11, 2014. doi: <http://dx.doi.org/10.14295/transportes.v22i3.655>. .

OHI, S. J.; KIM, A. M. Count models to represent the impacts of weather and infrastructure on flight disruptions. **Transportation Research Record**, p. 1-12, 2020. doi: 10.1177/0361198120916731.

ROCHA, C. H.; SILVA, B. A.; DA SILVA, F. G. F. Brazilian Airports Granted and Financial Precariousness. In: CONGRESSO DE PESQUISA E ENSINO EM TRANSPORTES, 34., 2020. Digital. **Anais...** Digital: ANPET, 2020.

SAMPAIO, A. P. A.; ANDRADE, M. O. de; FALCÃO, V. A.; DOMINGOS, M. C. F.; OLIVEIRA, A. M. de. Air Transport Demand Forecast to Making the Regional Aviation Sustainable in Northeast of Brazil. **Journal of Sustainable Development**, v. 14, n. 6, p. 69-86, 2021. doi: 10.5539/jsd.v14n6p69.

VEGA H. Air cargo, trade and transportation costs of perishables and exotics from South America. **Journal of Air Transport Management**, p. 324-328, 2008. doi: <https://doi.org/10.1016/j.jairtraman.2008.08.006>.

WOOLDRIDGE, J. M. Introdução à Econometria. **Editora Thomson**, p. 295-328, 2006.

XU, F.; HANAOKA, S.; ONISHI, M. Multi-airport privatization in a Japanese region with trip-chain formation. **Journal of Air Transport Management**, v. 80, 101690, 2019. doi: 10.1016/j.jairtraman.2019.101690.

YANG, C.-H.; SHAO, J.-C.; LIU, Y.-H.; JOU, P.-H.; LIN, Y.-D. Application of fuzzy-based support vector regression to forecast of international airport freight volumes. **Mathematics**, v. 10, n. 14, 2399, 2022. doi: <https://doi.org/10.3390/math10142399>.

YUAN, X.-M.; LOW, J. M.; TANG, L. C. Roles of the airport and logistics services on the economic outcomes of an air cargo supply chain. **International Journal of Production Economics**, v. 127, n. 2, p. 215-225, 2010. doi: 10.1016/j.ijpe.2009.08.005.

YUEN, A.; ZHANG, A.; HUI, Y. V.; LEUNG, L. C.; FUNG, M. Is developing air cargo airports in the hinterland the way of the future? **Journal of Air Transport Management**, v. 61, p. 15-25, 2017. doi: <http://dx.doi.org/10.1016/j.jairtraman.2016.09.009>.

POLÍTICAS BASEADAS EM LOCALIZAÇÃO: O CASO DO BANCO DO NORDESTE NO ESPÍRITO SANTO

Place-based policies: the case of the northeast bank of Brazil in Espírito Santo

Érika de Andrade Silva Leal

Economista. Doutora em Engenharia de Produção pela Universidade Federal do Rio Grande do Sul Professora no Instituto Federal de Educação, Ciência e Tecnologia do Espírito Santo. Rod. Gov. José Henrique Sette, 184 - Itacibá, Cariacica - ES. professoraerikaleal@gmail.com

Daniel Côrtes Porto

Estudante de Engenharia de Produção no Instituto Federal de Educação, Ciência e Tecnologia do Espírito Santo. Rod. Gov. José Henrique Sette, 184 - Itacibá, Cariacica - ES. daniel12cp@gmail.com

Tiago Piccinini Viana

Estudante de Engenharia de Produção no Instituto Federal de Educação, Ciência e Tecnologia do Espírito Santo. Rod. Gov. José Henrique Sette, 184 - Itacibá, Cariacica - ES. tiagopiccininiviana@gmail.com

Carlos Gabriel Rocha Aleixo

Estudante de Engenharia de Produção no Instituto Federal de Educação, Ciência e Tecnologia do Espírito Santo. Rod. Gov. José Henrique Sette, 184 - Itacibá, Cariacica - ES. gabrielifes20181@gmail.com

Jhonatan Telles Ribeiro

Geógrafo. Mestrando em Geografia pela Universidade Federal do Espírito Santo. Rod. Gov. José Henrique Sette, 184 - Itacibá, Cariacica - ES. johnatantellesribeiro@gmail.com

Resumo: Este artigo se insere na temática das políticas baseadas em localização, focando nos benefícios da implementação dessas políticas em 31 municípios do Espírito Santo-ES que foram integrados à área de abrangência da Superintendência do Desenvolvimento do Nordeste (Sudene). O objetivo é analisar a atuação do Banco do Nordeste (BNB) no estado capixaba e suas contribuições para o desenvolvimento regional. Para isso, analisamos os investimentos do Fundo Constitucional de Financiamento do Nordeste (FNE), principal recurso operacionalizado pelo BNB, no período de 2010 a 2022. Os resultados mostraram que, durante esse período, o BNB investiu mais de R\$ 3,1 bilhões no norte capixaba, com maior concentração das operações nos municípios de Colatina, São Mateus e, especialmente, Linhares. Os investimentos foram predominantemente direcionados aos setores industrial e agrícola, consolidando a estrutura produtiva vigente, com baixo investimento em projetos inovadores. Além disso, ao analisar os financiamentos na modalidade pessoa física, identificamos uma discrepância nos recursos destinados a homens e mulheres. Concluímos ser necessário direcionar os recursos do BNB para diversificar a economia do norte capixaba, além da atual estrutura produtiva. Pesquisas futuras devem aprofundar as temáticas abordadas, permitindo que o norte capixaba adote como diretrizes de desenvolvimento a diversificação, sustentabilidade, inovação e equidade.

Palavras-chave: Políticas baseadas em localização, Sudene, BNB.

Abstract: This article is situated within the field of place-based policies, focusing on the benefits of implementing such policies in 31 municipalities of Espírito Santo State, Brazil, which were incorporated into the area of coverage of the Superintendence for the Development of the Northeast (SUDENE). The objective is to analyze the role of the Bank of the Northeast (Banco do Nordeste – BNB) in the state of Espírito Santo and its contributions to regional development. To this end, we examine investments from the Northeast Constitutional Financing Fund (Fundo Constitucional de Financiamento do Nordeste – FNE), the main financial instrument operated by BNB, between 2010 and 2022. The results show that, during this period, BNB invested more than R\$3.1 billion in northern Espírito Santo, with a higher concentration of operations in the municipalities of Colatina, São Mateus, and especially Linhares. Investments were predominantly directed toward the industrial and agricultural sectors, reinforcing the existing productive structure, with limited allocation to innovative projects. Furthermore, the analysis of financing granted to individuals reveals a disparity in the distribution of resources between men and women. We conclude that BNB resources should be more strategically oriented toward diversifying the economy of northern Espírito Santo beyond its current productive structure. Future research should further explore the issues discussed herein, enabling northern Espírito Santo to adopt diversification, sustainability, innovation, and equity as key guidelines for development.

Keywords: Place-based policies, Sudene, BNB.

1 INTRODUÇÃO

As políticas baseadas em localização englobam as iniciativas governamentais destinadas a aprimorar o desempenho econômico de uma determinada região sob sua jurisdição, frequentemente com o objetivo de proporcionar mais oportunidades de emprego e salários mais elevados (Junior *et al.*, 2022). Nos últimos anos, políticas orientadas por localização ganharam popularidade, com diretrizes locais para o desenvolvimento regional adotadas globalmente.

No Brasil, a política baseada em localização de maior longevidade e destaque é a Superintendência do Desenvolvimento do Nordeste (Sudene), criada em 1959, cujo objetivo é promover o desenvolvimento sustentável da região. Os territórios contemplados pela Superintendência contam com o Banco do Nordeste do Brasil S.A. (BNB), uma instituição financeira que desempenha papel de apoio a projetos e programas voltados para o desenvolvimento econômico e social do território contemplado.

Em 1998, após anos de lutas reivindicatórias, municípios do norte de Minas Gerais e Espírito Santo foram inseridos na área de abrangência da Sudene e consequentemente passaram a ser contemplados pelo BNB. Nos anos mais recentes, estudiosos da economia do Espírito Santo têm buscado analisar os desdobramentos dos projetos com apoio da Sudene no estado, especialmente os beneficiados com os incentivos fiscais, no entanto, não se identificou na literatura nenhum trabalho que investigue a atuação do BNB no norte capixaba. Essa é a lacuna que almejamos preencher.

Nesse sentido, o objetivo deste trabalho é analisar a atuação do BNB no estado capixaba e suas possíveis contribuições para o desenvolvimento regional. Em termos metodológicos, inicialmente, foi realizada uma pesquisa teórica baseada na revisão bibliográfica, focando na análise de trabalhos sobre políticas baseadas em localização. Essa etapa visou identificar práticas globais e compreender os benefícios dessas políticas. No segundo momento, coleta-se dados da base pública disponibilizada pelo BNB, analisando-os conforme os objetivos do artigo.

Os principais resultados mostraram que no período analisado o BNB investiu mais de R\$ 3,1 bilhões com recursos do Fundo Constitucional de Financiamento do Nordeste (FNE) nos 31 municípios do norte capixaba, com forte concentração nos municípios Colatina e São Mateus, e especialmente no município de Linhares. No entanto, diferentemente dos incentivos fiscais, os recursos do BNB, embora também concentrados em poucos municípios, conseguiram alcançar todos os municípios do norte do Espírito Santo, inclusive cidades pequenas como Itaguaçu e Itarana, inseridas na área de abrangência da Sudene em 2021.

Dessa forma, existem oportunidades para o BNB ampliar sua contribuição para o desenvolvimento sustentável do Espírito Santo. O norte capixaba necessita diversificar sua economia e investir em inovações para aumentar sua competitividade. A região precisa incrementar sua participação em concessões de empréstimos voltados para a inovação e iniciativas sustentáveis, entre eles, os recursos para startups, além de efetivamente incluir mais mulheres nas políticas de financiamento.

Nesse cenário, este artigo contribui para a literatura sobre o desenvolvimento do Espírito Santo, uma vez que tem como objetivo analisar a atuação do BNB no estado capixaba e suas possíveis contribuições para o desenvolvimento regional.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

2.1 Políticas Baseadas em Localização

Políticas baseadas em localização têm ganhado destaque na literatura científica por todo o mundo (Pan *et al.*, 2023; Zhou; Liu, 2023). Trata-se de programas governamentais que introduzem medidas e tomadas de decisão com o intuito de desenvolver uma área específica ou um conjunto delas com características similares. Esse destaque provém do aumento significativo na popularidade destas políticas nos últimos anos.

Governos em várias partes do mundo têm adotado diversas medidas locais visando impulsionar o desenvolvimento regional coordenado. Exemplos notáveis incluem a Política de Assistência Seletiva Regional do Reino Unido, os Fundos Estruturais e de Coesão da União Europeia, a Política de Autoridade do Vale do Tennessee nos Estados Unidos e o Programa Alemão de Núcleos de Crescimento Regional Inovador (Pan *et al.*, 2023).

Os governos aplicam essa política por meio de incentivos fiscais, subsídios financeiros, desenvolvimento de infraestrutura ou medidas preferenciais específicas (Zhou; Liu, 2023). Essas iniciativas costumam ser direcionadas às regiões com desenvolvimento tardio ou desempenho econômico deficiente, como distritos comerciais centrais em declínio ou áreas economicamente desfavorecidas. O propósito dessas políticas é impulsionar o emprego local e fomentar o desenvolvimento econômico, oferecendo apoio especial por meio de subsídios fiscais e investimentos públicos (Zhou; Liu, 2023). Importante notar que tais políticas não se restringem apenas a países em desenvolvimento ou com menor renda, mas também são implementadas em nações desenvolvidas, como nos Estados Unidos, França e Itália, apresentando resultados amplamente variados.

No transcorrer do século atual, Kline e Moretti (2013) examinaram os efeitos de longo prazo do Programa de Autoridade do Vale do Tennessee nos Estados Unidos. Suas descobertas indicaram um aumento notável no crescimento tanto agrícola quanto industrial a curto prazo. A longo prazo, o impacto no crescimento agrícola foi adverso; entretanto, houve um aumento significativo no crescimento da indústria da transformação, resultando, em última instância, em elevação dos níveis de renda local.

No contexto francês, Givord (2012) investigou os impactos das Zonas Francas Urbanas (ZFU), destinadas a promover o desenvolvimento das empresas locais através da isenção de impostos. Os resultados revelaram que essa política desempenhou um papel significativo no estímulo à criação de empresas e na geração de empregos nas regiões abrangidas. Pode-se destacar, também, outro programa francês, o Programa Nacional de Renovação Urbana (PNRU). Esse programa consistiu em quatro grandes eixos: reestruturação de bairros; aumento da diversidade social; apoio à sustentabilidade; e, por fim, desenvolvimento e redução das desigualdades entre espaços e populações. Com uma difícil missão, o projeto não atendeu todas as necessidades de uma grande parcela de dentro da área de abrangência, podendo entender que, apesar do grande investimento geral, alguns dos bairros renovados receberam pouco capital, o que impediu qualquer reação do mercado imobiliário local ou até ter sido prejudicial ao aumentar o estigma em torno desses bairros (Chareyron *et al.*, 2022).

Bronzini e Iachini (2014) examinaram o impacto de um programa de subsídios à pesquisa e desenvolvimento (P&D) implementado no norte da Itália. Constataram que a política não influenciou positivamente o investimento das empresas em sua maioria. No entanto, observou-se que a política estimulou significativamente os investimentos por parte das pequenas empresas.

As políticas urbanas baseadas em localização são comumente adotadas com o intuito de mitigar disparidades de renda, desemprego e privação, tanto nas cidades quanto entre elas. A eficácia dessas políticas é amplamente discutida, uma vez que os impactos nos preços da habitação, frequentemente utilizados como indicadores da atratividade dos bairros, podem variar, sendo por vezes positivos, negativos ou estatisticamente insignificantes. Um aspecto relevante a salientar é que as políticas baseadas em localização pretendem reduzir as notáveis disparidades de desenvolvimento entre diferentes regiões, exemplificado pelo Programa Zona Empresarial Urbana de Atlanta (Luo *et al.*, 2021). Entretanto, é comumente observado que diversos desses projetos não alcançam resultados satisfatórios em relação às expectativas inicialmente depositadas, como aconteceu nesse programa.

Por outro lado, as políticas para áreas rurais visam trazer uma maior qualidade de vida para os moradores dessas regiões, a partir de incentivos para o desenvolvimento. Como exemplo, pode-se destacar o Programa de Desenvolvimento Revolucionário da China (ORDP), um novo tipo de política de grande escala baseada no local, direcionada para regiões subdesenvolvidas. O ORDP

pode aumentar a produtividade local e o nível de rendimento dos residentes rurais, reduzindo o Índice de Desigualdade de Rendimentos Urbano-Rural (URII). Dessa forma, a maioria das medidas do programa ORDP visa aumentar a produtividade rural e a produção agrícola, aumentando a área efetiva de terras aráveis e promovendo a mecanização agrícola, contribuindo para aumentar o rendimento dos residentes rurais e reduzir o URII (Pan *et al.*, 2023). Além disso, o aumento da produtividade rural provocado pelo ORDP pode criar um excedente de mão-de-obra rural, incentivando os residentes rurais a procurarem empregos com salários mais elevados nas cidades, o que também pode reduzir o URII (Pan *et al.*, 2023).

Embora os estudos de Pan *et al.* (2023) tenham indicado que o ORDP está associado a uma redução no URII, o que é positivo para a qualidade do desenvolvimento e o bem-estar humano, o governo deveria atribuir mais importância à elevação do rendimento dos residentes rurais, à mitigação da disparidade de renda e à promoção do bem-estar humano ao desenvolver medidas específicas dentro do ORDP. Para os autores, em vez de concentrarem-se exclusivamente na promoção do crescimento econômico nas antigas regiões revolucionárias, os governos locais nessas áreas devem incorporar a redução da desigualdade de renda urbano-rural em suas agendas de desenvolvimento e dar maior ênfase ao avanço do bem-estar humano. Dessa forma, é possível alcançar um resultado mutuamente benéfico entre a redução da disparidade de renda e o crescimento econômico.

O Brasil tem tradição na elaboração e execução de políticas baseadas em localização. Nesse cenário, a política de maior destaque é, sem dúvida, a criação da Sudene em 1959, tendo o economista Celso Furtado à frente do projeto de criação, com ações bem estabelecidas até os dias de hoje. Essa Superintendência governamental atua no estímulo ao desenvolvimento industrial no Nordeste, e a partir de 1998 passou a considerar municípios do norte de Minas Gerais e do Espírito Santo em sua área de abrangência.

Para obter êxito no projeto Sudene, Furtado fez um estudo da economia nordestina entre os anos 1948 e 1958. O documento trouxe uma análise da situação do Nordeste abrangendo as peculiaridades climáticas, políticas e econômicas e apresentando dados comparativos à região Centro-Sul, sendo diagnosticado como o maior problema a disparidade de renda entre as regiões, afetando diretamente o desenvolvimento nacional (Furtado, 1989).

Furtado propôs soluções específicas para cada situação a ser enfrentada no Nordeste, enfatizando a necessidade de uma intervenção inicial do Estado para incentivar o desenvolvimento econômico. Para romper com a estrutura obsoleta da agricultura, ele destacou a importância de desenvolver a industrialização e investir em tecnologia, além de promover a fragmentação dos grandes latifúndios e utilizar as terras da região úmida para a produção de alimentos. Sugeriu ainda um amplo programa de capacitação da mão de obra, aliando o processo de industrialização à reestruturação da agricultura, sustentado pelo investimento estatal, representando a possibilidade de reconstrução da economia nordestina (Furtado, 1989).

Nesse cenário, um amplo programa de desenvolvimento foi elaborado por Furtado para a região nordestina com aval do então Presidente Juscelino Kubitschek. Entre os instrumentos previstos na Sudene, destacam-se os incentivos fiscais e os recursos que seriam operados pelo Banco do Nordeste. Vega (2021), ao avaliar a política de incentivos fiscais disponibilizados às empresas na área da Sudene, concluiu que, apesar dos esforços para aprimorar uma região em desvantagem econômica, os incentivos fiscais não são suficientes.

A falta de efetividade da política de incentivos fiscais se deve à dependência contínua de investimentos e à retenção de capital humano das demais regiões do Brasil, principalmente dos estados do Sul e Sudeste (Vega, 2021). Dessa forma, para além da política de incentivos fiscais, os territórios abrangidos pela Sudene contam com o Banco do Nordeste (BNB), que desempenha um papel fundamental na concessão de crédito e na oferta de outros produtos financeiros, visando promover o desenvolvimento regional.

2.2 Banco do Nordeste

Em 1952, ano da criação do Banco do Nordeste do Brasil (BNB), a regionalização do país era muito diferente do que é hoje. Ainda que os estados da Bahia e do Sergipe não fossem parte da Região Nordeste, estavam contemplados no Polígono das Secas, região geográfica que muitos programas de fomento econômico tinham como alvo. Dessa forma, os debates relativos à criação da Sudene desempenharam um papel crucial como um dos motivadores para uma reorganização regional, oficializada em 1970 por meio do Decreto-Lei 67.647 (Melo; Feitosa, 2022).

Nesse sentido, no contexto da criação do BNB, desmistificaram-se as secas como o problema central que colocava a Região Nordeste em desvantagem regional. Segundo estudos organizados por Rômulo Almeida e pelo Grupo de Trabalho para o Desenvolvimento do Nordeste (GTDN), o problema central vinha derivado de uma defasagem na estrutura produtiva, a qual se aliava à alta concentração de renda e a relações comerciais intrarregionais que não favoreciam o Nordeste (Alves; Santos, 2022).

Além disso, havia desafios significativos, como a necessidade de redução da pobreza nas áreas rurais e a formulação de políticas públicas para estreitar o desenvolvimento com o Centro-Sul do país, onde a industrialização avançava a passos largos nas áreas urbanas. Nesse sentido, a concepção dos “dois Brasis” ganhava força à medida que o Centro-Sul avançava de maneira acelerada. Segundo relatório do GTDN, as principais razões para o baixo índice de renda *per capita* no Nordeste, em comparação com a realidade do Centro-Sul, reside na escassez relativa de recursos de terra e na menor acumulação de capital tanto na agricultura quanto na indústria (Melo; Feitosa, 2022).

A fundação do BNB, aprovada em 1952, deixava claro seu foco de atuação: o sistema agrícola, da pecuária e da agricultura de subsistência predominante no Semiárido Nordestino, que havia enfrentado uma seca devastadora no ano anterior (Melo; Feitosa, 2022). Ademais, o Banco do Nordeste tinha a responsabilidade na elaboração de estudos e pesquisas a respeito da economia regional, assumidas pelo Escritório Técnico de Estudos Econômicos do Nordeste (ETENE), de forma que foi conferida ao BNB uma gama de atribuições que o tornaram uma instituição complexa de desenvolvimento regional (Alves; Santos, 2022).

Quanto à extensão geográfica de sua atuação, foi decidido que, em primeiro momento, o banco teria uma filial em cada um dos estados abrangidos pelo Polígono das Secas. O fomento às atividades produtivas incluía iniciativas para aumentar a produtividade no Semiárido, abrangendo tanto a agricultura e pecuária quanto a mecanização agrícola e até mesmo financiamento de capital de giro (Melo; Feitosa, 2022). Atualmente, o BNB oferece inúmeras linhas de crédito, como pode ser visto no Quadro I, disponível no apêndice. Como pode ser observado, o BNB conta desde linhas tradicionais como a agrícola e a industrial, até linhas mais contemporâneas como o crédito específico para Inovações e Startups.

O BNB dispõe do FNE, estabelecido pela Constituição Federal de 1988. Esse fundo foi criado com o propósito de ser uma fonte consistente de recursos destinados ao financiamento das atividades produtivas nos estados abrangidos pela Sudene. Nesse sentido, o FNE possui políticas públicas que visam reduzir as disparidades tanto nas regiões quanto entre elas, por meio da democratização de investimentos produtivos capazes de impulsionar o desenvolvimento econômico, acompanhado da correspondente geração de emprego e renda (BNB, 2022c). Nesse sentido, a Tabela 1 apresenta os investimentos feitos pelo FNE em cada estado abrangido.

Tabela 1 – Aplicação de recursos do FNE, entre 2010 e 2022

Estado	Tamanho da população	(%) do tamanho da população	Valor FNE (R\$ bilhão)	(%) do FNE	FNE <i>per capita</i>
Alagoas	3.127.683	5,27%	8,47	3,55%	R\$ 2.708,07
Bahia	14.141.626	23,84%	62,23	26,11%	R\$ 4.400,48
Ceará	8.794.957	14,83%	32,44	13,61%	R\$ 3.688,48

Estado	Tamanho da população	(%) do tamanho da população	Valor FNE (R\$ bilhão)	(%) do FNE	FNE <i>per capita</i>
Espírito Santo ¹	1.013.321	1,71%	3,08	1,29%	R\$ 3.039,51
Maranhão	6.776.699	11,42%	24,03	10,08%	R\$ 3.545,97
Minas Gerais ¹	3.645.854	6,15%	14,26	5,98%	R\$ 3.911,29
Paraíba	3.974.687	6,70%	12,86	5,39%	R\$ 3.235,47
Pernambuco	9.058.931	15,27%	29,74	12,48%	R\$ 3.282,95
Piauí	3.271.199	5,51%	22,53	9,45%	R\$ 6.887,38
Rio Grande do Norte	3.302.729	5,57%	19,66	8,25%	R\$ 5.952,65
Sergipe	2.210.004	3,73%	9,07	3,81%	R\$ 4.104,06
Total	59.317.690	100%	238,37	100%	R\$ 4.018,53

Fonte: Banco do Nordeste (2022a) e IBGE (2022).

Tomando o FNE *per capita* como análise, há um desequilíbrio na distribuição dos investimentos realizados pelo BNB. O estado do Piauí, por exemplo, é o que possui o maior valor *per capita*, justamente pelo investimento realizado em comparação com seu tamanho populacional. Outros estados, como Pernambuco e Maranhão, os quais recebem investimentos próximos aos do Piauí, possuem mais que o dobro do tamanho populacional. Então, sob essa ótica, os valores *per capita* para cada estado mostram uma certa desigualdade na distribuição dos recursos do FNE, não havendo um critério ou indicador a ser seguido.

Outrossim, calculando-se a média dos investimentos, tem-se um valor de R\$ 21,67 bilhões de investimentos por estado, porém, os estados da Bahia, Ceará e Pernambuco, juntos, possuem um valor quase 6 vezes maior que a média. Sob esse viés, isso pode acontecer por questões populacionais, culturais e políticas, ou até pela história da Sudene. Como visto antes, muitos programas de fomento da época abrangiam esses estados, o que não é diferente atualmente. Sob outro olhar, existem diversos setores em que o Banco do Nordeste aplica o FNE, tendo também uma heterogeneidade para cada estado, como pode ser visto na Tabela 2, no âmbito setorial.

Tabela 2 – Distribuição de recursos do FNE nos estados por setor (em %), entre 2010 e 2022

Estado	Agroindústria	Industrial	Serviços	Infraestrutura	Comércio	Agrícola	Pecuária	Total
Alagoas	4,72	20,07	17,36	5,08	16,76	13,93	22,08	100,00
Bahia	0,64	9,26	9,22	29,65	11,49	26,32	13,42	100,00
Ceará	0,55	19,86	13,78	27,28	18,59	5,36	14,58	100,00
Espírito Santo	5,19	32,47	8,12	2,92	19,48	23,70	8,12	100,00
Maranhão	0,46	5,12	9,24	13,56	14,94	24,18	32,50	100,00
Minas Gerais	0,49	11,15	6,38	23,35	10,45	17,32	30,86	100,00
Paraíba	2,26	18,12	10,50	22,55	18,50	5,75	22,32	100,00
Pernambuco	2,56	25,69	16,38	17,38	14,63	8,80	14,56	100,00
Piauí	0,88	4,57	6,35	25,30	11,10	33,78	18,02	100,00
Rio Grande do Norte	0,56	11,39	11,44	46,85	15,62	3,46	10,68	100,00
Sergipe	4,52	21,06	16,76	3,75	17,53	20,18	16,20	100,00
Total	1,30	13,79	11,11	24,22	14,33	17,53	17,72	100,00

Fonte: Banco do Nordeste (2022a). Elaboração dos autores.

1 (*) Lei N° 9.690, de 15 de Julho de 1998 e PLC 148/2017.

Diante do exposto acima, percebe-se que grande parte dos recursos do FNE são aplicados, principalmente, no setor de infraestrutura, que engloba 24,22% dos investimentos totais. Esse setor prevalece significativamente no estado do Rio Grande do Norte, onde quase 50% dos investimentos foram alocados nesse setor. Além disso, a média geral de investimentos em infraestrutura é de 19,79%, com destaque também para os estados da Bahia e do Ceará, que estão entre os que mais receberam recursos do FNE para essa área, ficando atrás apenas do Rio Grande do Norte.

De outro lado, os investimentos industriais, setor que foi um dos mais visados para a criação da Sudene, prevalecem nos estados do Espírito Santo, Pernambuco e Sergipe, sendo o estado capixaba com o maior percentual. Além disso, os setores agrícolas e da pecuária ainda se mostram muito fortes, estando entre os três setores que mais recebem investimentos no total. Ademais, percebe-se que o setor da agroindústria é o que menos recebe investimentos percentualmente. Sob esse viés, dos onze estados na área de abrangência da Sudene, mais da metade (seis estados) recebe menos de 1%.

Tomando como base apenas o estado do Espírito Santo, recorte espacial deste trabalho, percebe-se sua relevância nos setores da agroindústria, indústria e comércio, em que os valores percentuais de investimentos são os mais altos em comparação com os outros estados.

3 METODOLOGIA

A metodologia adotada neste estudo compreende duas fases distintas. Inicialmente, realizou-se uma pesquisa teórica, baseada na revisão bibliográfica, centrada na análise dos trabalhos que versam sobre as teorias sobre políticas baseadas em localização. Este estudo teve como objetivo identificar práticas globais, servindo como fundamento para compreender os benefícios dessas políticas. Na segunda etapa, procedemos à coleta de dados na base pública disponibilizada pelo BNB. Os dados foram analisados conforme os objetivos do artigo.

3.1 Teórica

A fundamentação teórica foi realizada a partir de artigos científicos que abordam a temática "Place-Based Policies". Foram utilizados os portais de periódicos Web of Science e Scopus para a busca dos artigos, que serviram de base para a escrita deste trabalho. Em primeiro momento, foram levantados artigos que englobassem "Place-based policies" e "Brazil", e posteriormente, artigos que englobassem "Place-based policies", produzidos nos últimos cinco anos, entre 2019 e 2023.

Tabela 3 – Categorização da pesquisa "Place-based policies" e "Brazil"

Banco de dados	Palavras-chave	Aberto	Analizados	Utilizados
Web of Science	"PLACE-BASED POLICIES" AND "BRAZIL"	5	5	2

Fonte: Pesquisa em Web of Science. Elaboração dos autores.

Tabela 4 – Categorização da pesquisa "Place-based policies"

Banco de dados	Palavras-chave	Aberto	Ano (2018-2023)	Filtragem por Tema	Duplicados	Analizados	Utilizados
Web of Science	"PLACE-BASED POLICIES"	219	164	-	-	54	16
Scopus	"PLACE-BASED POLICIES"	443	319	127	12	36	5
Total	-	662	295	127	12	78	21

Fonte: Pesquisa em Web of Science e em Scopus. Elaboração dos autores.

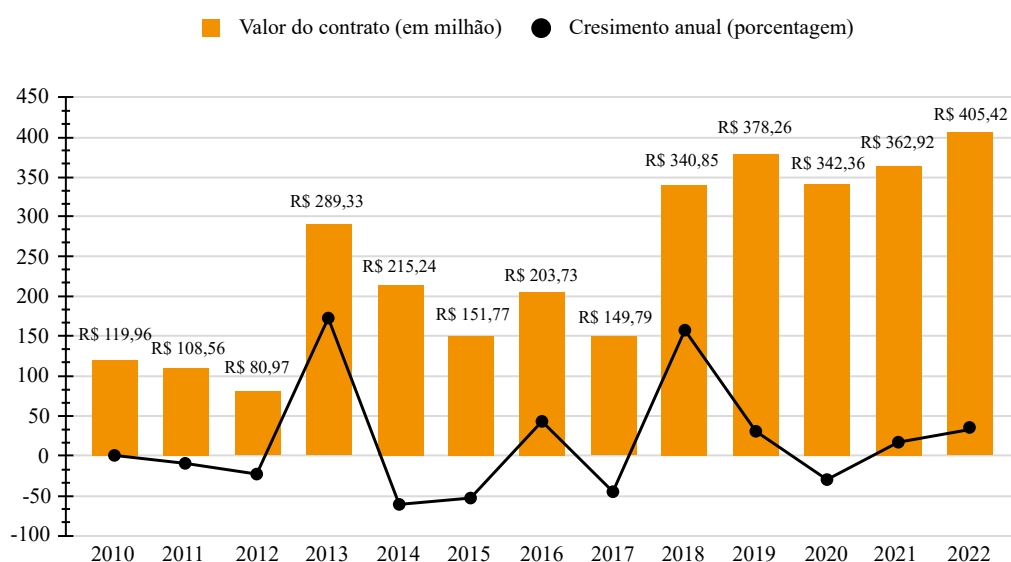
3.2 Coleta de dados

Na segunda fase, fez-se necessária uma análise a partir dos dados do Banco do Nordeste, de forma que demonstrasse sua atuação no Brasil e, principalmente, no Espírito Santo. Nesse sentido, foi utilizado o portal do banco para o levantamento dos dados, sendo que o período analisado foi de 2010 a 2022, intervalo disponibilizado no site do BNB.

4 RESULTADOS

Ao longo do período analisado, o Banco do Nordeste direcionou aproximadamente R\$ 3.150.189.015,29² em investimentos para os municípios capixabas integrantes da área de atuação da Sudene com recursos do FNE. Analisando o comportamento desses investimentos nos 31 municípios do Espírito Santo, observamos inicialmente uma irregularidade da execução dos recursos ao longo dos anos. A partir do Gráfico 1, nota-se que houve um crescimento nos valores investidos pelo BNB no estado capixaba em apenas 6 dos 13 anos analisados. Nesse cenário, destacam-se os crescimentos entre 2012 e 2013, e também o crescimento entre 2017 e 2018, os maiores no período analisado.

Gráfico 1 – Investimentos do BNB (R\$ milhão) no Espírito Santo, entre 2010 e 2022 – em valores correntes



Fonte: Dados do Banco do Nordeste (2022a). Elaboração dos autores.

As reduções nos investimentos refletem, em grande medida, os períodos de crise econômica. A partir do terceiro trimestre de 2014, o Brasil ingressa em uma recessão que se estende a todas as unidades da federação, afetando também o Espírito Santo (Sessa *et al.*, 2020). Entre 2015 e 2017, o estado enfrentou uma crise hídrica sem precedentes, agravada pela seca e pelo desastre ambiental da Samarco. O norte capixaba, inserido na área de atuação da Sudene, sofreu de forma ainda mais acentuada, o que contribuiu para explicar a redução dos investimentos nesse período.

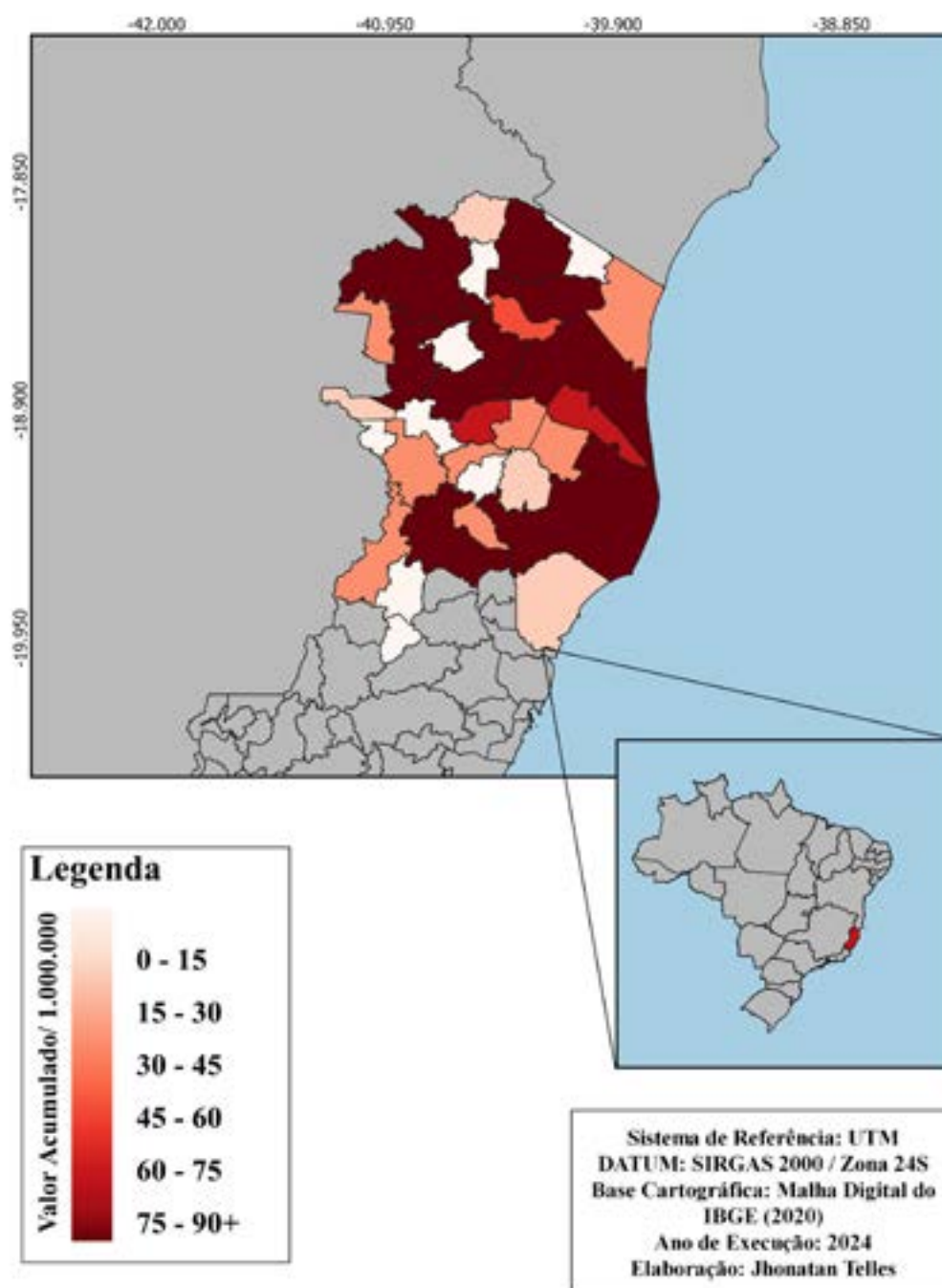
A partir de 2018, embora o Espírito Santo ainda estivesse em processo de recuperação econômica, as iniciativas voltadas para mitigar os impactos da crise hídrica começaram a proporcionar

2 A discrepância entre o valor apresentado no Power BI pelo BNB e o valor atual ocorre devido à exclusão dos dados referentes aos meses de outubro, novembro e dezembro de 2022. Isso resultou na disparidade observada nos números apresentados.

maior segurança hídrica ao norte capixaba. Em 2020, com o advento da pandemia de Covid-19, houve uma retração generalizada da atividade econômica. No entanto, os impactos sobre o volume de investimentos do Banco do Nordeste (BNB) no estado foram relativamente modestos.

Em 2021, quatro novos municípios capixabas foram integrados à área de atuação da Sudene, incluindo Aracruz, que já naquele ano recebeu investimentos do BNB, apresentando um crescimento significativo desses aportes em 2022. A distribuição dos recursos está representada no Mapa 1, que destaca Linhares, Colatina e São Mateus como os municípios mais beneficiados pelos investimentos no período analisado.

Mapa 1 – Contratações do FNE nos municípios da Sudene no Espírito Santo, acumulado entre 2010 e 2022, dividido por milhão



Fonte: Dados do Banco do Nordeste (2022b). Elaboração dos autores.

Observa-se que os municípios de Linhares, Colatina e São Mateus receberam a maior parcela dos investimentos. Esses três municípios corresponderam a 56,1% dos valores totais contratados pelo FNE, assim como concentram os maiores volumes de operação dos incentivos fiscais da Sudene, como mostrado por Leal *et al.* (2021).

A cidade de Linhares se destaca também nos volumes de recursos recebidos dos investimentos levantados pelos estudos do Instituto Jones dos Santos Neves. Em 2022, foram concluídos aproximadamente 20 projetos na microrregião Rio Doce, com destaque para a cidade de Linhares, que foi responsável por 12 desses projetos. Esse dinamismo gerou considerável atividade econômica na região norte do estado (IJSN, 2023).

Como destacado anteriormente, as políticas baseadas em localização, embora possam abranger uma parcela maior do território, produzem frutos que costumam ficar restritos a algumas regiões, reforçando heterogeneidades intraterritoriais, como mostraram Chareyron *et al.* (2022). No caso dos investimentos do Banco do Nordeste no Espírito Santo, os recursos são claramente concentrados nas cidades de Linhares, Colatina e São Mateus, porém todos os 31 municípios, inclusive os municípios de menor porte que entraram em 2021 na área de abrangência da Sudene, Itarana e Itaguaçu, já tiveram operações aprovadas com o BNB, conforme Mapa 1.

4.1 Análise setorial e das linhas de financiamento

Os investimentos do FNE abrangeram sete setores econômicos: agrícola, agroindústria, indústria, comércio, infraestrutura, pecuária e serviços. No contexto capixaba, a indústria foi o setor que recebeu o maior valor em investimentos, seguida pelos setores agrícola, comercial, serviços, pecuária, agroindústria e infraestrutura, segundo apresentado na Tabela 5.

Tabela 5 – Distribuição dos investimentos do FNE no Espírito Santo por setor, entre 2010 e 2022

Setor econômico	Número de operações	Valor (R\$)	Valor (%)
Infraestrutura	1	R\$ 91.902.193,57	2,92
Agroindústria	93	R\$ 159.995.498,67	5,08
Pecuária	1.435	R\$ 257.451.166,96	8,17
Serviços	1.141	R\$ 266.378.172,04	8,46
Comércio	3.487	R\$ 589.101.331,92	18,70
Agrícola	6.764	R\$ 767.998.587,86	24,38
Indústria	1.612	R\$ 1.017.362.064,27	32,30
Total	14.539	R\$ 3.150.189.015,29	100,00

Fonte: Dados do Banco do Nordeste (2022b). Elaboração dos autores.

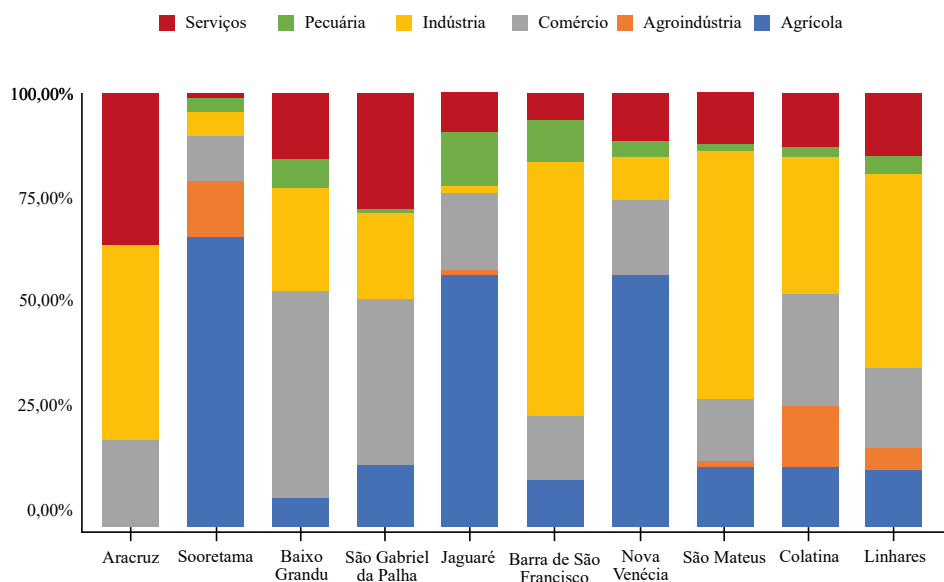
Por outro lado, o setor que recebeu o maior número de contratos foi o agrícola, com um total de 6.764. Esse valor corresponde a aproximadamente 47% do total de operações do BNB no estado do Espírito Santo, sendo elevado devido aos investimentos provenientes dos diversos tipos de programas voltados para a área rural, especialmente o Programa Nacional de Fortalecimento da Agricultura Familiar (Pronaf).

O setor de infraestrutura respondeu por 2,92% do total investido, totalizando R\$ 91.902.193,57, sendo que esses recursos foram aplicados exclusivamente no município de Montanha. Em contraste, o setor industrial recebeu a maior parcela dos investimentos, com 32,30% do total, equivalente a R\$ 1.017.362.064,27.

Para a análise setorial dos municípios, apresentada no Gráfico 2, recortaram-se, seguindo o censo de 2022, os dez municípios mais populosos do Espírito Santo, incluídos na área de atuação da Sudene, os quais são: Linhares, São Mateus, Colatina, Aracruz, Nova Venécia, Barra de São Francisco, São Gabriel da Palha, Baixo Guandu, Jaguaré e Sooretama.

Entre os municípios avaliados, o setor industrial emergiu como o principal beneficiário dos investimentos, na metade destes. Enquanto Linhares destacou-se nos investimentos direcionados aos setores de indústria, comércio e serviços, Colatina sobressaiu-se na agroindústria, Ecoporanga foi notável na pecuária, enquanto Nova Venécia liderou os investimentos no setor agrícola. Essa representação evidencia o direcionamento dos recursos do FNE para setores-chave dos municípios, contribuindo para cristalizar uma estrutura produtiva já existente.

Gráfico 2 – Distribuição de recursos do FNE nos municípios do Espírito Santo por setor (em %), entre 2010 e 2022



Fonte: Dados do Banco do Nordeste (2022b). Elaboração dos autores.

É interessante notar que Aracruz se destacou por receber investimentos em apenas três setores. Uma possível explicação para essa menor diversificação é que Aracruz foi incorporada à área de abrangência da Sudene apenas em 2021. Os municípios de Sooretama, Jaguaré e Nova Venécia mostraram um elevado percentual de investimentos no setor agrícola, em sintonia com a pujante agricultura da região. Em contraste, Aracruz, Barra de São Francisco, São Mateus e Linhares receberam uma parcela maior dos investimentos direcionados à indústria.

Esses padrões setoriais refletem as características econômicas de cada município, demonstrando a diversidade de desenvolvimento na área de atuação da Sudene no Espírito Santo. Em análise complementar aos setores beneficiados com recursos do FNE no estado, podemos observar também as linhas de financiamento mais utilizadas, conforme Tabela 6.

Tabela 6 – Valor contratado por linha de financiamento do FNE (R\$ milhão), no Espírito Santo, entre 2010 e 2022

Linha de financiamento	Valor contratado (em R\$ milhões)
Industrial	529,24
Rural	428,44
Irrigação	412,59
FNE-Comércio	339,34
FNE-MPE-Comércio	239,79
Inovação-Industrial	226,49
Outros	220,58
Agriin	153,24

Linha de financiamento	Valor contratado (em R\$ milhões)
FNE-MPE-Serviços	129,18
FNE-MPE-Indústria	103,21
FNE Verde-Industrial	101,09
Proinfra	91,90
FNE-Serviços	88,65
Pronaf-Mais Alimentos (FNE)	86,44
Total	3.150,19

Fonte: Dados do Banco do Nordeste (2022c). Elaboração dos autores.

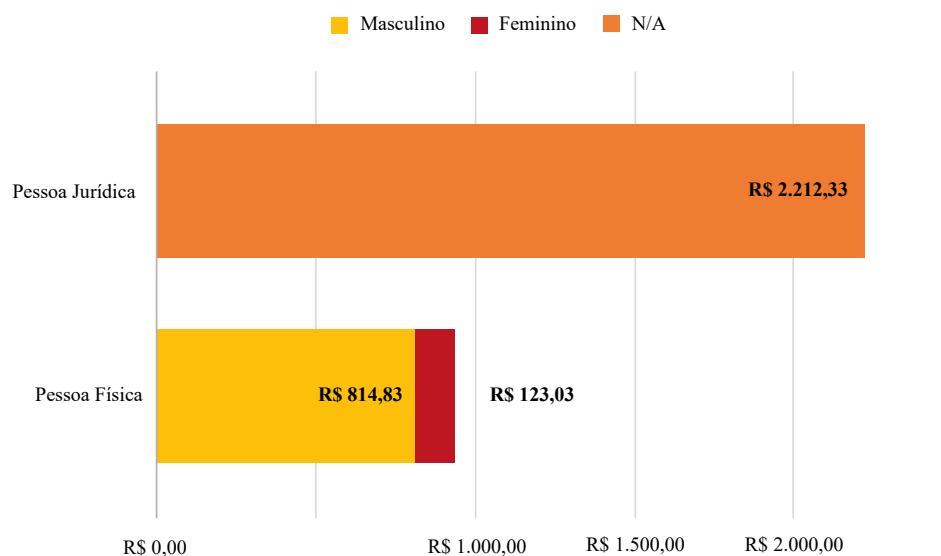
Como pode ser visto na Tabela 6, as linhas de financiamento do FNE mais utilizadas no Espírito Santo são a industrial e a agrícola, em consonância com os setores contemplados. A linha de Inovação-Industrial aparece em 6º lugar com recursos ainda modestos da ordem de menos de R\$ 250 milhões no período de 12 anos. Consoante a essa realidade, a linha FNE Startups poderá ser útil para o desenvolvimento de tecnologias nesse território, visto que ainda não foi utilizada.

A linha de financiamento de projetos verdes ainda pode ser mais utilizada pelos capixabas, visto que até o momento, foram concedidos R\$ 101,09 milhões de financiamento nessa modalidade. Essa é uma linha em aderência aos Objetivos do Desenvolvimento Sustentável, da Organização das Nações Unidas (ONU), e em consonância ao objetivo do BNB, de promover o desenvolvimento sustentável no Nordeste e no norte do Espírito Santo e Minas Gerais.

4.2 Análise pessoa jurídica e física

O Banco do Nordeste categorizou os investimentos destinados a pessoas jurídicas (PJ) e pessoas físicas (PF), no estado do Espírito Santo. Nessa região, realizamos uma análise detalhada tanto dos investimentos em PJ quanto em PF. Ao examinarmos os investimentos voltados para PF, é possível segmentar ainda mais e analisar os investimentos por sexo dos contratantes, masculino ou feminino, conforme evidenciado no Gráfico 3.

Gráfico 3 – Contratações da FNE para PJ e PF (R\$ milhão), no Espírito Santo, entre 2010 e 2022



Fonte: Dados do Banco do Nordeste (2022b). Elaboração dos autores.

É evidente que a maioria das alocações provenientes do Fundo Constitucional de Financiamento do Nordeste é direcionada para empresas, ou seja, pessoas jurídicas, totalizando um montante de R\$ 2.212.327.693,50. Adicionalmente, observamos uma alocação de R\$ 937.861.321,79 destinada às pessoas físicas, com a possibilidade de uma subdivisão por sexo. Nesse sentido, pessoas do sexo masculino representam um total de R\$ 814.826.528,89 (correspondente a 86,88%), enquanto pessoas do sexo feminino receberam R\$ 123.034.792,90 (correspondente a 13,12%) das verbas alocadas pelo FNE.

Sob a ótica da divisão por sexo, o valor médio da operação por pessoa do sexo masculino gira em torno de R\$ 130.874,80, enquanto esse valor diminui em 60,75% para pessoas do sexo feminino, representando cerca de R\$ 51.371,52. Vale ressaltar que, a partir da finalidade das contratações das operações por pessoas físicas, a maioria é destinada aos produtores rurais, como a agricultura familiar, enquanto uma pequena parcela vai para outros empreendimentos.

Nesse quesito, o BNB pode ser decisivo em sua política de promoção do desenvolvimento sustentável. A sustentabilidade passa por ações que reduzam a disparidade de gênero também no acesso ao financiamento bancário, assim, há espaço para uma ação mais efetiva da instituição na concessão de financiamento para mulheres, especialmente as agricultoras e empreendedoras da região.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O objetivo deste artigo foi analisar a atuação do Banco do Nordeste no norte do Espírito Santo e suas possibilidades de contribuição para o desenvolvimento desse território. Considerando que a criação do Banco do Nordeste se insere no âmbito das políticas baseadas em localização, apresentamos, no referencial teórico deste trabalho, uma revisão sobre essas políticas e seus desdobramentos em diversos países, incluindo o caso brasileiro de maior destaque nessa temática, que foi a instituição da Sudene, em 1959.

Com a entrada do norte do Espírito Santo na Sudene, em 1998, no início dos anos 2000, e a inserção de mais 4 municípios na área de atuação da Superintendência em 2021, 31 municípios do norte capixaba passaram a contar com possibilidades de serem contemplados com operações do Banco do Nordeste. Este artigo analisou as operações do FNE, principal recurso operacionalizado pelo BNB, no Espírito Santo no período de 2010 a 2022.

Durante todo o período analisado, o BNB alocou aproximadamente R\$ 3,1 bilhões em investimentos nos municípios capixabas. Em 2022, o Espírito Santo recebeu o maior montante em contratos, totalizando R\$ 405.419.037,42, com o município de Aracruz recebendo 4,7% desse valor, mesmo tendo sido incluído na Sudene no final de 2021. A distribuição desses investimentos concentrou-se principalmente em Linhares, Colatina e São Mateus, que emergiram como os principais beneficiários.

Como apresentado por Castiglioni (2019), após a inserção dos municípios do norte capixaba na Sudene, entre 2000 e 2010, 56% dos municípios inseridos na Sudene apresentaram saldo migratório positivo. Advindo dessa lógica de fluxos migratórios positivos e crescimento populacional, Dota e Ferreira (2020) demonstram que municípios como São Mateus, Linhares e Aracruz, inseridos no litoral norte, passaram a apresentar dinâmicas anteriormente restritas à RMGV, a produção imobiliária de mercado, pela construção de condomínios e loteamentos fechados.

Ressalta-se que os investimentos do BNB no Espírito Santo têm sido majoritariamente direcionados para os setores industrial e agrícola, reforçando a estrutura produtiva vigente, com poucos recursos direcionados para projetos inovadores e nenhum financiamento concedido na linha de apoio às startups. Ademais, ao analisar os repasses dos financiamentos na modalidade pessoa física, identificamos uma discrepância nos recursos destinados ao sexo masculino e feminino.

Dessa forma, é necessário que os recursos do BNB sejam direcionados a uma diversificação da economia do norte capixaba, para além de sua estrutura produtiva vigente. Ademais, a construção

de linhas de financiamento dedicadas às mulheres pode mitigar a discrepância revelada. Por fim, considerando as limitações analítico-descritivas deste trabalho, pesquisas futuras podem aprofundar as temáticas aqui apresentadas, de modo a contribuir para que o norte capixaba consolide a diversificação, a sustentabilidade, a inovação e a equidade como vetores de seu desenvolvimento.

REFERÊNCIAS

- ALVES, M. O.; SANTOS, C. R. C. **O banco de desenvolvimento do Nordeste: trajetória da consolidação institucional do BNB**. In: JUNIOR, A. S. V.; ALVES, M. O.; SANTOS, C. R. C. (org.). Banco do Nordeste do Brasil: 70 anos de contribuição para o desenvolvimento regional. Fortaleza: BNB, 2022. p. 104-186.
- Banco do Nordeste amplia crédito a agricultores familiares no Estado. ES Brasil, 2024. Disponível em: <<https://esbrasil.com.br/banco-do-nordeste-amplia-credito-a-agricultores-familiares-no-estado>>. Acesso em: 26 jul. 2024.
- BNB. Banco do Nordeste transparente, 2022a. **Estatísticas dos recursos do FNE e outros recursos**. Disponível em <<https://www.bnb.gov.br/bnb-transparente/estatisticas-aplicacoes-fne-e-outros-recursos>>. Acesso em: 15 dez. 2023.
- _____, 2022b. **Contratações FNE - Dados de Contratações**. Disponível em: <<https://www.bnb.gov.br/aceso-a-informacao/dados-de-contratacoes/contratacoes-fne>>. Acesso em: 15 jun. 2024.
- _____, 2022c. **Sobre o Banco do Nordeste: Fundo Constitucional de Financiamento do Nordeste**. Disponível em: <<https://www.bnb.gov.br/fne>>. Acesso em: 14 dez. 2023.
- BRONZINI, R.; IACHINI, E. Are incentives for R&D effective? Evidence from a regression discontinuity approach. **American Economic Journal: Economic Policy**, Nashville, TN, v. 6, n. 4, p. 100-134, 2014. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/43189406>>. Acesso em: 11 mar. 2024.
- CASTIGLIONI, A. H. Transição migratória e urbana no estado do Espírito Santo - 1950 a 2010. **Caminhos de Geografia**, Uberlândia, v. 20, n. 72, p. 33-53, 2019. Disponível em: <<https://seer.ufu.br/index.php/caminhosdegeografia/article/view/41307>>. Acesso em: 22 abr. 2024.
- CHAREYRON, S.; GOFFETTE-NAGOT, F.; LETROUIT, L. Externalities from urban renewal: Evidence from a French program. **Regional Science and Urban Economics**, Elsevier, v. 95, 2022. Disponível em: <<https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0166046222000205>>. Acesso em: 12 mar. 2024.
- DOTA, E. M.; FERREIRA, F. C. Evidências da metropolização do espaço no século XXI: elementos para identificação e delimitação do fenômeno. **Cadernos Metrôpole**, São Paulo, v. 22, n. 49, p. 893-912, 2020. Disponível em: <<https://revistas.pucsp.br/index.php/metropole/article/view/2236-9996.2020-4910>>. Acesso em: 20 abr. 2024.
- FURTADO, C. **A fantasia desfeita**. São Paulo: Paz e Terra, 1989.
- GIVORD, P.; RATHELOT, R.; SILLARD, P. Place-based tax exemptions and displacement effects: An evaluation of the Zones Franches Urbaines program. **Regional Science and Urban Economics**, Elsevier, v. 43, p. 151-163, 2012. Acesso em: 17 mar. 2024.
- IBGE - INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Censo Brasileiro de 2022**. Rio de Janeiro: IBGE, 2022.

IJSN - INSTITUTO JONES DOS SANTOS NEVES. Investimentos anunciados e concluídos no Espírito Santo 2022 - 2027. **Caderno do Instituto Jones**, p. 1-61, Vitória, 2023.

JUNIOR, A. S. V.; ALVES, M. O.; SANTOS, C. R. C. (org.). **Banco do Nordeste do Brasil: 70 anos de contribuição para o desenvolvimento regional**. Fortaleza: BNB, 2022. Disponível em: <<https://www.bnb.gov.br/s482-dspace/handle/123456789/1255>>. Acesso em: 5 mar. 2024.

KLINE, P.; MORETTI, E. Local Economic Development, Agglomeration Economies, and the Big Push: 100 Years of Evidence from the Tennessee Valley Authority. **QJ Economics**, Oxford, v. 129, p. 275–331, 2013. Disponível em: <<https://academic.oup.com/qje/article-abstract/129/1/275/1899702?redirectedFrom=fulltext>>. Acesso em: 8 mar. 2024.

LEAL, É. A. S.; LINO, L. S.; SESSA, C. B.; FERNANDES, J.; ESPÍRITO SANTO, G. S. **Os incentivos fiscais da Sudene no Norte do Espírito Santo: notas introdutórias**. In: ANAIS DO ENCONTRO DE ECONOMIA DO ESPÍRITO SANTO, 8.. São Paulo: Dialética, 2021. Disponível em: <<https://www.proceedings.blucher.com.br/article-details/os-incentivos-fiscais-da-sudene-melhoram-os-indicadores-de-desenvolvimento-evidencias-do-norte-do-esprito-santo-37232>>. Acesso em: 8 mar. 2024.

LEAL, É. A. S.; NETO, G. G.; FELIPE, E. S. **Os incentivos fiscais da Sudene melhoram os indicadores de desenvolvimento? Evidências do norte do Espírito Santo**. In: ANAIS DO ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA INDUSTRIAL E INOVAÇÃO, 6.. São Paulo: Blucher Engineering Proceedings, 2022. p. 627-646. Acesso em: 19 abr. 2024.

LUO, Y.; ZHANG, Z.; ZHENG, J.; HITE, D. The Neighborhood Effects of a Place-Based Policy—Causal Evidence from Atlanta’s Economic Development Priority Areas. **Sustainability**, MDPI, v.13, 2021. Disponível em: <<https://www.mdpi.com/2071-1050/13/12/6808>>. Acesso em: 11 mar. 2024.

MELO, R. O. L.; FEITOSA, C. O. Nordeste 1952-2022: acerto com o passado e desafios para o presente e para o futuro. In: VALENTE JUNIOR, A. S. V.; ALVES, M. O.; SANTOS, C. R. C. dos. (org.). **Banco do Nordeste do Brasil: 70 anos de contribuição para o desenvolvimento regional**. Fortaleza: BNB, p. 15-63. 2022. Disponível em: <<https://www.bnb.gov.br/s482-dspace/handle/123456789/1255>>. Acesso em: 6 mar. 2024.

PAN, D.; FANG, P.; CHEN, S. Can place-based policies reduce urban-rural income inequality? Evidence from China’s Old Revolutionary Development Program based on county-level data. **Economic Research - Ekonomika Istraživanja, Informa UK Limited**, v.36, p. 1-24, 2023. Disponível em: <<https://www.tandfonline.com/doi/full/10.1080/1331677X.2022.2164323>>. Acesso em: 22 mar. 2024.

PAN, D.; ZHOU, P.; KONG, F. **Effect of place-based policy on regional economic growth: A quasi-natural experiment from China’s Old Revolutionary Development Program**. PLoS ONE, Califórnia, 2023. Disponível em: <<https://journals.plos.org/plosone/article?id=10.1371/journal.pone.0288901>>. Acesso em: 23 mar. 2024.

SESSA, C. B.; LEITE, D. F.; FELIPE, E. S.; LEAL, É. A. S.; FARIA, L. H. L.; TEIXEIRA, R. B.; MEDEIROS, R. L. Das recentes crises econômicas à crise da Covid-19: reflexões e proposições para o enfrentamento da pandemia na economia brasileira e capixaba. **Revista Ifes Ciência**, [S. l.], v. 6, n. 1, p. 40-62, 2020. Disponível em: <<https://ojs.ifes.edu.br/index.php/ric/article/view/648>>. Acesso em: 1 fev. 2025.

VEGA, S. Revisiting a place-based policy: Transformations in Northeast Brazil. **Growth and Change**, Wiley, v. 52, 2021. Disponível em: <<https://onlinelibrary.wiley.com/doi/full/10.1111/grow.12567>>. Acesso em: 26 mar. 2024.

ZHOU, Z.; LIU, Z. The Impact of Place-Based Policies on Firm Performance: Evidence from China. **Sustainability**, MDPI, v. 15, 2023. Disponível em: <<https://www.mdpi.com/2071-1050/15/8/6623>>. Acesso em: 28 mar. 2024.

APÊNDICE A – LINHAS DE FINANCIAMENTO DO BANCO DO NORDESTE

Linha de Financiamento	Objetivo	Público
Cartão BNB Agro	Facilitar a aquisição de colheitadeiras, tratores e microtratores, veículos, máquinas e equipamentos para mecanização da sua produção rural	• Produtores rurais • Produtores de sementes e mudas
Cartão BNB Agro Custeio Pecuário	Facilitar o crédito para aquisição de insumos do setor pecuário, proporcionando agilidade, desburocratização, comodidade e eficiência	• Produtores rurais
Cartão BNB para Empresarial e Corporate	Facilitar a aquisição de bens e insumos financiados junto a fornecedores cadastrados, levando mais agilidade e benefícios para empresas do setor industrial, de turismo, de comércio, de prestação de serviços e agroindústrias	• Pequena-média empresa • Média empresa • Grande empresa
Cartão BNB para Micro e Pequenas Empresas	Facilitar a aquisição de bens e insumos financiados com junto a fornecedores cadastrados, levando mais agilidade e benefícios à sua micro e pequena empresa	• Microempresa • Pequena empresa • Microempreendedor Individual (MEI)
Custeio Agrícola e Pecuário - FNE	Suprimento de recursos financeiros destinados ao custeio, isolado e vinculado, independentemente da existência de termo de parceria, convênio ou protocolo entre o Banco e outras entidades	• Produtores rurais • Cooperativas rurais
FNE Agrin	Desenvolver o segmento agroindustrial por meio da expansão, diversificação e aumento da competitividade das empresas	• Agroindústrias • Indústrias • Cooperativas rurais • Associações rurais
FNE Agro Conectado	Possibilitar a conexão no campo por meio do financiamento de equipamentos e estruturas de ligação à internet e de programas de software para incorporação de novas tecnologias de informação e comunicação (TIC) em empreendimentos rurais	• Produtores rurais • Associações rurais • Cooperativas rurais
FNE Aquipesca	Desenvolver a aquicultura e pesca por meio do fortalecimento e modernização da infraestrutura produtiva, embarcações oceânicas, uso sustentável dos recursos pesqueiros e preservação do meio ambiente	• Pequeno-médio produtor • Médio produtor • Grande produtor • Cooperativas rurais • Associações rurais
FNE Comércio e Serviços	Desenvolver os setores de comércio e serviços, apoiando a integração, a estruturação e o aumento da competitividade	• Empresas do setor comercial • Empresas do setor de prestação de serviços

Linha de Financiamento	Objetivo	Público
FNE Giro	Apoiar a produção industrial e agroindustrial e as atividades turística, comercial, de prestação de serviços e de infraestrutura da Região, exceto para Empresas de Médio e Grande Porte	• Empresas do setor de comércio • Empresas do setor de turismo • Empresas do setor de prestação de serviços • Indústrias • Cooperativas rurais
FNE Industrial	Desenvolver o setor industrial, por meio da modernização, aumento da competitividade, ampliação da capacidade produtiva e inserção internacional	• Indústrias
FNE Inovação	Promover a inovação em produtos, serviços, processos e métodos organizacionais nos empreendimentos	• Empresas de todos os portes, com enfoque em ME. Produtores rurais, cooperativas rurais e associações rurais
FNE Irrigação	Desenvolver a agropecuária irrigada na área de atuação da Sudene, visando à diversificação das atividades produtivas, adoção de práticas sustentáveis, utilização de tecnologias modernas e ecoeficientes e o incremento da oferta de alimentos e matérias-primas agroindustriais	• Produtores Rurais • Associações Rurais • Cooperativas Rurais
FNE MPE	Desenvolver as microempresas, empresas de pequeno porte e de microempreendedores individuais (MEIs) dos setores industrial, agroindustrial, mineração, turismo, comércio, prestação de serviços e empreendimentos culturais, bem como a produção, circulação, divulgação e comercialização de produtos e serviços culturais	• Microempresa • Pequena Empresa • Microempreendedor Individual (MEI)
FNE P-Fies	Financiar estudantes regularmente matriculados em cursos superiores não gratuitos e com avaliação positiva nos processos conduzidos pelo Ministério da Educação	• Pessoa Física
FNE Proatur	Integrar e fortalecer a cadeia produtiva do turismo, contribuindo para a geração de emprego e para o desenvolvimento das potencialidades turísticas da região	• Empresas do Setor de Turismo • Pequena-média Empresa • Média Empresa • Grande Empresa
FNE Proinfra	Ampliar serviços de infraestrutura econômica, dando sustentação às atividades produtivas da região	• Microempresa • Pequena Empresa • Pequena-média Empresa • Média Empresa • Grande Empresa • Consórcios de Empresas • Empresas Públicas

Linha de Financiamento	Objetivo	Público
FNE Rural	Desenvolver a agropecuária e o setor florestal quando houver supressão de mata nativa, com a observância da legislação ambiental, exceto os que envolvam irrigação e drenagem	Produtores Rurais: • Todos os portes Produtores de Sementes e Mudanças: • Todos os portes Associações Rurais: • Todos os portes Cooperativas Rurais: • Todos os portes
FNE Saúde Nordeste	Fomentar o desenvolvimento do complexo econômico industrial da saúde, promovendo a modernização, o aumento da competitividade, a ampliação da capacidade produtiva e da capacidade de atendimento da cadeia produtiva do setor	• Empresas do Setor de Saúde
FNE Sol	Financiar projetos de micro e minigeração distribuída de energia por fontes renováveis, inclusive de forma isolada, para consumo próprio do ou destinados à locação, reduzindo os custos com energia elétrica de forma sustentável para o planeta	• Empresas • Produtores Rurais • Pessoa Física
FNE Startup	Fomentar o empreendedorismo, atraindo e mantendo na região capital humano e modelos de negócios com alto potencial de crescimento, por meio de apoio a startups de base tecnológica	• Startups • Pequena-média Empresa • Microempresa • Microempreendedor Individual (MEI)
FNE Verde	Desenvolver empreendimentos e atividades econômicas que propiciam a preservação, a conservação, o controle e a recuperação do meio ambiente, com foco na sustentabilidade e na competitividade das empresas e cadeias produtivas	• Produtores Rurais • Empresas • Cooperativas Rurais • Associações Rurais

Fonte: Banco do Nordeste Brasileiro (2022b).

OS DETERMINANTES GLOBAIS DA OFERTA BRASILEIRA DE CERA VEGETAL: ANÁLISE DAS EXPORTAÇÕES DE 1997 A 2022

Global determinants of the Brazilian supply of vegetable wax: an analysis of exports from 1997 to 2022

Yasmin Mara dos Santos Vieira

Bacharel em Ciências Econômicas pela Universidade Federal do Delta do Parnaíba. Mestranda em Modelagem e Métodos Quantitativos da Universidade Federal do Ceará. yasminmaravieira@gmail.com

Rafael Bráz Azevedo Farias

Estatístico, Doutorado em Estatística pela Universidade de São Paulo. Professor e pesquisador do Departamento de Estatística e Matemática Aplicada e do Programa de Pós-Graduação em Modelagem e Métodos Quantitativos da Universidade Federal do Ceará. Campus do Pici, Bloco 910, Fortaleza, Ceará, Brasil. rafael@dema.ufc.br

Carlos Tadeu dos Santos Dias

Engenheiro Agrônomo, doutorado em Agronomia (Estatística e Experimentação Agronômica) pela Universidade de São Paulo. Professor Titular do Departamento de Ciências Exatas, Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz. Universidade de São Paulo, Piracicaba – SP, Brasil. ctsdias@gmail.com

Resumo: Este estudo visa estimar a função de oferta das exportações brasileiras de cera vegetal com base em dados anuais de 1997 a 2022. O Brasil, principal produtor global desse produto, experimentou oscilações nas exportações, especialmente em períodos de crise, como a crise financeira de 2008 e a pandemia de Covid-19. A análise foca na relação entre o valor exportado, o preço internacional da cera, a taxa de câmbio e o PIB *per capita* mundial, utilizado como indicador de renda global. A pesquisa busca compreender como essas variáveis, em especial a renda mundial e a taxa de câmbio, afetam o desempenho das exportações brasileiras. Os resultados indicam que, no curto prazo, as exportações respondem ao crescimento econômico dos importadores, enquanto, no longo prazo, a taxa de câmbio exerce maior influência. O preço de exportação tem efeito positivo, mas de menor relevância. Conclui-se que a renda mundial e a taxa de câmbio são fatores-chave para a oferta de exportação de cera vegetal brasileira em horizontes amplos, destacando a importância da competitividade cambial e do crescimento global na demanda por produtos primários, em linha com a literatura de comércio internacional.

Palavras-chave: Exportações brasileiras, cera vegetal, séries temporais.

Abstract: This study aims to estimate the export supply function of Brazilian vegetable wax, based on annual time-series data from 1997 to 2022. As the world's largest producer of vegetable wax, Brazil has faced fluctuations in exports, particularly during global economic crises, such as the 2008 financial crisis and the COVID-19 pandemic. The analysis focuses on the relationships between export value, international wax price, exchange rate, and global per capita GDP, with proxy for global income. This research seeks to understand how these external variables, especially global income and the exchange rate, influence Brazil's export performance over time. Results indicate that, in the short term, exports respond to economic growth in importing countries, while in the long term, the exchange rate plays a more dominant role. The export price has a positive effect, though it contributes relatively less to export variations. The findings suggest that world income and exchange rates are key determinants of the export supply of Brazilian vegetable wax, especially over longer horizons. This study aligns international trade literature, highlighting the importance of exchange rate competitiveness and global economic growth in the demand for primary goods.

Keywords: Brazilian exports, vegetable wax, time series.

1 INTRODUÇÃO

Desde a década de 1970, o Brasil tem se destacado no mercado mundial como um grande exportador de produtos agropecuários. Essa transformação foi viabilizada por meio da ciência, tecnologia e inovação, aliadas à abundância de recursos naturais, boas práticas agrícolas, organização e modernização das cadeias produtivas, além de importantes políticas públicas.

O presente estudo tem como objetivo geral estimar uma função de oferta de exportação brasileira de cera vegetal, com base em séries temporais anuais do período entre 1997 e 2022. Especificamente, busca-se descrever o comportamento das exportações de cera vegetal nesse intervalo temporal, bem como mensurar a relação entre o valor das exportações, o preço da exportação do produto, a taxa de câmbio e a renda mundial (através do Produto Interno Bruto *per capita*).

O Brasil é o principal produtor mundial de cera vegetal. Segundo dados do Ministério da Indústria, Comércio Exterior e Serviços (MDIC, 2024), em 2023, o País exportou 13 mil toneladas de cera vegetal, gerando uma receita de US\$ 83,5 milhões. No entanto, houve uma redução significativa nesses números, com uma diminuição de 7,02% no volume exportado e um decréscimo de 5,82% na receita em comparação com 2022. Os principais destinos dessas exportações foram Estados Unidos, Alemanha, China, Japão, Países Baixos (Holanda), França, Itália, Espanha, Índia e Reino Unido.

De acordo com os dados do Ministério da Indústria, Comércio Exterior e Serviços (MDIC, 2024), dentre os importadores de 2023, os Estados Unidos ocupam o primeiro lugar no ranking, com 2.713 t, seguidos por China, com 2.542 t, e Alemanha, com 2.164 t, responsáveis por aproximadamente 57% do consumo da cera vegetal brasileira.

A Região Nordeste do Brasil é amplamente reconhecida como a maior e mais importante produtora e exportadora de cera vegetal no Brasil, que foi responsável por mais de 98% da produção total nacional entre 1997 e 2023. As condições climáticas do Nordeste brasileiro, caracterizadas por clima tropical e altas temperaturas ao longo da maior parte do ano, são favoráveis aos processos de beneficiamento da cera vegetal, os quais ocorrem predominantemente durante o período seco, entre os meses de julho e dezembro (Alves e Coelho, 2008). Dentro dessa Região, os estados que mais exportam são Ceará, com uma média de 52,30% de todas as exportações brasileiras de cera vegetal no período de 1997 a 2023, seguido por Piauí, com média de 42,15%, e Rio Grande do Norte, com média de 5,24%.

Na dinâmica de desenvolvimento da produção e exportação de cera vegetal, o Nordeste tem forte influência, com os estados da Piauí, Ceará e Rio Grande do Norte, se destacando como importantes exportadores. Essa diversidade geográfica permite uma produção durante o período de entressafra agrícola, contribuindo para a geração de empregos e de renda para os trabalhadores rurais e o desenvolvimento econômico local (de Carvalho e Gomes, 2009).

2 FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA

A fundamentação teórica deste estudo estrutura-se a partir de duas vertentes complementares da literatura econômica. Inicialmente, são apresentadas as principais teorias do comércio internacional, que fornecem os fundamentos conceituais para a compreensão dos padrões de especialização produtiva e dos fluxos comerciais entre países. Em seguida, avançando para um nível analítico mais específico, discute-se o arcabouço teórico que sustenta a modelagem da oferta de exportação, essencial para a interpretação empírica do comportamento exportador. Essa organização reflete a necessidade de articular os princípios gerais que explicam o comércio internacional com abordagens voltadas à determinação dos volumes efetivamente ofertados ao mercado externo, especialmente em contextos nos quais fatores macroeconômicos, como preços relativos e taxa de câmbio, exercem papel central.

2.1 Teorias e evolução do comércio internacional

Entre os séculos XVI e XVIII, o comércio internacional foi marcado pelo pensamento mercantilista, que advogava que a acumulação de metais preciosos era o principal meio de enriquecimento das nações. Consequentemente, as importações eram vistas como prejudiciais à economia, pois representavam a saída de recursos, o que resultava em fortes medidas protecionistas (Xavier, 2013).

Para os mercantilistas, a acumulação de metais preciosos era vista como o principal meio de enriquecimento das nações. Portanto, o controle do comércio exterior era considerado crucial, pois as importações representavam uma saída de recursos, enquanto as exportações eram vistas como benéficas para a economia doméstica. Esse pensamento justificava a busca agressiva das nações europeias, especialmente aquelas com colônias, por saldos comerciais favoráveis em suas transações internacionais. Essa busca era impulsionada por medidas protecionistas rigorosas, visando não apenas à obtenção de metais preciosos, mas também ao uso intensivo do trabalho, ao apoio ao emprego local e ao aumento da renda doméstica.

Ao longo do tempo, esse comércio evoluiu e passou a ser realizado entre as partes por meio de contratos, estabelecendo taxas, impostos e políticas nos acordos da relação comercial entre os envolvidos. A participação de uma nação no comércio internacional passa então a promover seu crescimento econômico, aumentar a demanda interna e a produtividade.

Já a teoria econômica clássica surgiu nos séculos XVIII e XIX. Seus principais representantes, Adam Smith e David Ricardo, defendiam que o comércio internacional, ao contrário da visão mercantilista anterior, poderia ser benéfico para as nações. O economista inglês Adam Smith, em 1776, formulou que para duas economias manterem espontaneamente vínculos comerciais entre si, seria necessário ambas terem a ganhar com essas transações. Esse raciocínio se tornou a lógica básica da visão clássica. Como a noção de ganho está associada ao potencial de aquisição de determinados itens via comércio, a explicação para as transações está necessariamente relacionada às características do processo produtivo de cada economia. Dessa forma, segundo a visão clássica, o comércio internacional se justificará apenas quando for mais barato adquirir itens produtivos em outra economia. Em 1817, David Ricardo observou ser mais frequente encontrar economias eficientes na produção de diversos produtos, o que significa que, sob a hipótese de vantagens absolutas, não seria de esperar que houvesse comércio entre essas economias e outras onde a produção da maioria dos produtos requeria uma maior quantidade de trabalho. Na prática, isso não se verificava, pois ainda assim ocorria comércio.

Enquanto Smith (1776) se baseou no conceito de vantagens absolutas, Ricardo (1817) desenvolveu o conceito das vantagens comparativas, o qual foi a base para diversas vertentes de teorias de comércio internacional. A partir daí, viriam os modelos, cuja base seriam as vantagens comparativas, cada qual com sua definição e considerando um fator de produção a outro, para apresentar as diferenças de custo de produção (Xavier, 2013; Ricardo, 1817).

Somente no início do século XX surgiu uma explicação abrangente para as diferenças de custo de produção de uma mesma mercadoria em diferentes países, com a Teoria de Heckscher-Ohlin. Essa teoria difere do modelo de Ricardo em dois pontos principais: considera o capital e o trabalho como os únicos fatores de produção, e assume que as tecnologias de produção dos países são iguais. Nesse modelo, o comércio internacional se desenvolve devido às diferenças de recursos entre os países, ou seja, cada país tende a exportar o fator de produção mais abundante e a importar mercadorias cujo fator de produção é menos abundante (Krugman *et al.*, 2015). Tanto as teorias clássicas quanto o modelo de Heckscher-Ohlin justificam a liberalização do comércio mundial, pois a troca internacional eleva o produto das economias por meio da especialização em setores mais vantajosos em termos tecnológicos (teoria clássica) ou de dotação de fator (modelo Heckscher-Ohlin).

De acordo com Gonçalves (2005), o modelo neoclássico considera a dotação de fatores de produção como o principal determinante para o comércio internacional. Dessa forma, os países mais

ricos tendem a obter maior vantagem comparativa em produtos que necessitam de uso intensivo de capital. Baseadas nas críticas e nos problemas empíricos do modelo Heckscher-Ohlin, surgiram novas explicações para o comércio internacional, destacando-se Paul Krugman e Staffan Linder. Além do comércio entre países com dotação diferente de recursos, verifica-se também comércio intenso entre países com igual dotação de recursos e a crescente troca de produtos semelhantes, conhecido como comércio intraindustrial.

De acordo com Krugman *et al.* (2015), o PIB de um país, que representa o total de bens e serviços produzidos, está fortemente relacionado ao seu tamanho econômico, às suas exportações e importações, o que significa que o fluxo de comércio entre os países é uma proporção do PIB desses países. Ao considerar que a concorrência é perfeita, as tecnologias são constantes e, por não considerar as economias de escala, essas teorias não conseguem explicar o mercado atual. Michael Porter abordou esses fatores ao propor que a vantagem competitiva melhora a qualidade dos fatores e aumenta a produtividade, enfatizando a importância do aspecto qualitativo (Porter, 1999). Seguindo a teoria clássica do comércio internacional de David Ricardo, Balassa (1965) elaborou índices mais precisos, afirmando que o mercado externo poderia revelar as vantagens comparativas de uma região (Xavier, 2013).

A relação causal entre comércio internacional e crescimento econômico ainda não é consensual entre os pesquisadores. Alguns argumentam que países com maior atividade externa obtêm maiores ganhos e exibem maior crescimento, sugerindo uma relação bidirecional entre exportações e PIB, mas não entre importações e PIB. Ou seja, as exportações podem gerar crescimento econômico, mas a restrição das importações não tem o mesmo efeito.

Existem várias teorias consolidadas que explicam os determinantes do comércio internacional. Segundo Coutinho *et al.* (2005), até a primeira metade do século XVIII, o comércio internacional era influenciado pelas teorias mercantilistas, que visavam ao superávit comercial. Na segunda metade do século XVIII, novos debates surgiram, traçando novos rumos para a economia internacional, onde os acordos comerciais se tornaram ferramentas importantes. Azevedo *et al.* (2006) afirmam que grandes mudanças ocorreram na economia internacional no final do século XX, como a formação de blocos econômicos (União Europeia, Nafta, Mercosul). Além disso, a criação do Acordo Geral sobre Tarifas e Comércio (GATT) (1947) e sua transformação na Organização Mundial do Comércio (OMC) (1995) contribuíram para a redução das barreiras protecionistas e promoveram o livre comércio.

Embora essas teorias sejam fundamentais para compreender os padrões gerais do comércio internacional, elas não explicam diretamente os fatores que determinam os volumes efetivamente exportados. A análise do comportamento exportador requer, portanto, um enfoque complementar, voltado à modelagem da oferta de exportação.

2.2 Teorias para a estimação da oferta de exportação

Baseando-se nas teorias da economia internacional, diversos estudos têm se dedicado a estimar funções de oferta e demanda de exportação. Esses estudos buscam mensurar e estabelecer relações entre um conjunto de variáveis econômicas, permitindo uma compreensão mais aprofundada dos fatores que influenciam as exportações. A oferta de exportação é influenciada por diversos fatores que determinam a quantidade de produtos disponíveis para o mercado externo após a demanda doméstica ser atendida.

A exportação de um determinado produto é diretamente influenciada pelo excedente doméstico, que se refere à quantidade de produto disponível além do que é necessário para atender à demanda interna (Padrón, 2016). Esse excedente é calculado subtraindo a demanda doméstica da oferta total do produto no mercado interno. Quando a oferta doméstica supera a demanda interna, gera-se um excedente que pode ser direcionado para o mercado internacional.

A equação que representa o excedente doméstico é $X^S = S - D$, em que X^S é a oferta de exportação, S é a oferta total do produto no mercado doméstico e D é a demanda doméstica.

As funções internas derivadas dessa relação podem ser definidas da seguinte forma, $S = f(P_d, P_e, W)$ e $D = f(P_d, Y)$, onde P_d representa o preço doméstico, P_e o preço de exportação, e W os fatores deslocadores da oferta, que incluem elementos como custos de produção, tecnologia e políticas governamentais que afetam a quantidade ofertada, Y representa os fatores deslocadores da demanda, que envolvem variáveis como a renda dos consumidores, preferências e políticas fiscais que influenciam a quantidade demandada.

A oferta de exportação (X^S) depende dos preços doméstico e de exportação, bem como de fatores produtivos e da renda interna: $X^S = f(P_d, P_e, W, Y)$. Por outro lado, a demanda externa (X^D) é influenciada pelo preço relativo do produto no mercado externo, taxa de câmbio e fatores que afetam a demanda internacional: $X^D = f(P_e/TC, P_w, Z)$, onde X^D é a demanda externa, TC é a taxa de câmbio, P_w é o preço do produto concorrente no mercado externo e Z são os fatores deslocadores da demanda externa, que podem incluir a renda dos países importadores, preferências dos consumidores no mercado externo e políticas comerciais internacionais.

O equilíbrio no mercado de exportação é atingido quando a oferta de exportação se iguala à demanda externa $X^* = X^S = X^D$, em que X^* é a quantidade de equilíbrio transacionada no mercado externo, derivada do excedente do mercado doméstico. Portanto, a equação de vendas externas é uma função que associa as seguintes variáveis: $X^* = f(P_d, P_e, W, Y, TC, Z)$. Dessa forma, as exportações de um determinado produto ou setor são determinadas pelos preços externos e internos, pela taxa de câmbio e por fatores deslocadores das funções, como a tendência ou sazonalidade das exportações, a renda interna e a renda agregada externa (Barros *et al.*, 2002).

Além disso, pode-se considerar a elasticidade-preço da demanda e da oferta. A elasticidade-preço da demanda externa indica o grau de sensibilidade da quantidade demandada em relação às mudanças nos preços de exportação. A elasticidade-preço da oferta indica a sensibilidade da quantidade ofertada em relação às variações no preço doméstico e de exportação. Ambos os conceitos são cruciais para entender como as exportações respondem a alterações nos preços e nas condições econômicas internas e externas.

Também é relevante considerar os choques externos, como crises econômicas globais, variações nas políticas comerciais de países importadores, mudanças nas taxas de câmbio e flutuações nos preços das *commodities*, que podem afetar significativamente o comportamento das exportações. A resiliência da oferta e a capacidade de adaptação às condições de mercado são fatores determinantes para a estabilidade e crescimento das exportações. Com a inclusão dessas variáveis e considerações, o modelo teórico para a oferta de exportação torna-se mais robusto e abrangente, proporcionando uma base sólida para a análise empírica das exportações de cera vegetal brasileira.

3 METODOLOGIA

Este estudo utiliza o método autorregressivo vetorial (VAR), desenvolvido por Sims (1980), por ser adequado para capturar as interações dinâmicas entre variáveis econômicas ao longo do tempo. O pressuposto básico para aplicação desse método é que as séries temporais sejam estacionárias. Conforme Hamilton (2020) e Enders (2015), um processo estocástico estacionário é caracterizado por apresentar média e variância constantes ao longo do tempo. De acordo com Lima (2015), essa metodologia possibilita a obtenção das elasticidades de impulso-resposta para períodos futuros, o que permite avaliar o comportamento das variáveis do modelo em resposta a choques individuais.

Conforme Bueno (2008), um modelo VAR, de ordem “ p ”, pode ser expresso por um vetor com “ n ” variáveis endógenas, vinculadas entre si por uma matriz A , em consonância com a expressão matemática a seguir:

$$AX_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_i X_{t-i} + \beta \epsilon_t \quad (1)$$

sendo A uma matriz de ordem $n \times n$ que define as restrições entre as variáveis que integram o vetor $n \times 1$, X_t ; β_0 é um vetor de constantes $n \times 1$; β_i é um conjunto de matrizes $n \times n$; β é uma matriz diagonal $n \times n$ de desvios-padrão; e, por fim, ϵ_t é um vetor $n \times 1$ de perturbações aleatórias não correlacionadas entre si, da seguinte forma:

$$\epsilon_t \sim i.i.d(0, I_n)$$

A equação (1) expressa o modelo VAR em sua forma estrutural, a partir de um conjunto de variáveis endógenas relacionadas entre si, com base em um modelo econômico. Os choques estruturais (ϵ_t) são considerados independentes entre si pois as inter-relações entre os choques estruturais e as variáveis endógenas são captadas indiretamente pela matriz A . O modelo normalmente estimado é apresentado em sua forma reduzida, devido à endogeneidade das variáveis, conforme descrito pelas equações (2) e (3) (Bueno, 2008). Antes de estimar o modelo VAR, deve-se verificar se as séries temporais em estudo são estacionárias, pois a presença de raízes unitárias pode levar a inferências inadequadas se não forem corretamente identificadas. Para isso, aplicam-se dois: o teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e o teste de Phillips-Perron (PP). O teste ADF é baseado na seguinte equação de regressão:

$$\Delta y_t = \alpha + \beta y_{t-1} + \gamma t + \delta_1 \Delta y_{t-1} + \delta_2 \Delta y_{t-2} + \dots + \delta_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + \epsilon_t \quad (2)$$

O teste de Philip-Perron é similar ao teste ADF e é baseado em uma regressão similar, mas permite a presença de tendências e variâncias heterocedásticas. A principal diferença está no método de ajuste da estatística de teste para considerar heterocedasticidade e correlações de longo prazo, o que é feito nos cálculos, e não na forma da equação em si. A equação de regressão é dada por:

$$\Delta y_t = \alpha + \beta y_{t-1} + \gamma t + \delta_1 \Delta y_{t-1} + \delta_2 \Delta y_{t-2} + \dots + \delta_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + \epsilon_t \quad (3)$$

Assim, deve-se inicialmente verificar se as séries temporais analisadas são estacionárias em nível ou em diferenças, bem como determinar a ordem de integração de cada série temporal considerada. Para tanto, adotaram-se o teste de raiz unitária de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e o teste de raiz unitária de Philip-Perron (PP) – ambos são amplamente utilizados na econometria para verificar a estacionariedade das séries temporais, considerando os modelos a seguir (Stock e Watson, 2020):

- Modelo sem constante e sem tendência (nível): $\Delta y_t = \beta y_{t-1} + \epsilon_t$
- Modelo com constante (nível): $\Delta y_t = \alpha + \beta y_{t-1} + \epsilon_t$
- Modelo com constante e tendência (nível): $\Delta y_t = \alpha + \beta y_{t-1} + \gamma t + \epsilon_t$

A cointegração é útil para indicar se existe uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis. Um dos testes frequentemente utilizados para verificar a existência de vetores de cointegração é o teste de cointegração de Johansen (1988), que utiliza estimadores de máxima veros-

semelhança e permite testar a presença de múltiplos vetores de cointegração (Júnior *et al.*, 2016). Considerando variáveis, o teste de cointegração de Johansen pode ser descrito da seguinte forma:

$$\Delta X_t = A_0 + \prod X_{t-1} + \psi D_t + \epsilon_t,$$

em que $\Delta X_t = X_t - X_{t-1}$, A_0 e ϵ_t são vetores $(n \times 1)$, $\prod = (A_1 - I)$ é uma matriz $n \times n$, A_1 é a matriz de parâmetros e I a matriz identidade, ambas $n \times n$, ψ é uma matriz $(n \times (f-1))$ e D_t é um vetor de variáveis não estocásticas $(f-1) \times 1$. O posto ou rank da matriz $\prod$ corresponde ao número de raízes características diferentes de zero, que por sua vez, equivale ao número de vetores de cointegração existentes. Para verificar o número de raízes características (r) diferentes de zero utiliza-se a estatística traço, como segue:

$$\lambda_{traço}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i)$$

$$H_0: r = r^* \quad H_1: r > r^*$$

onde $\hat{\lambda}_i$ são os valores estimados das raízes características obtidos da matriz $\prod$ e T é o número de observações usadas no ajustamento. O teste do traço pode ser definido de acordo com a equação acima em que a hipótese nula define a existência de r^* vetores de cointegração, ao passo que a hipótese alternativa explicita $r > r^*$.

A estatística do teste do máximo autovalor é expressa de acordo com a equação abaixo:

$$\lambda_{t \max}(r, r+1) = -T \ln(1 - \widehat{\lambda_{r+1}})$$

$$H_0: r = r^* \quad H_1: r = r^* + 1.$$

Assim, a hipótese nula define a existência de no máximo r^* vetores de cointegração, enquanto a hipótese alternativa advoga que existem $r^* + 1$ vetores de cointegração. Após a estimação do VAR, há duas formas centrais de analisar os resultados obtidos: por meio da função impulso-resposta e da decomposição da variância.

A função impulso-resposta é usada para analisar a resposta das variáveis endógenas a choques exógenos ao longo do tempo. Ela permite observar como um choque em uma variável afeta as outras variáveis do sistema VAR, considerando as inter-relações entre elas. Por exemplo, um aumento inesperado na taxa de câmbio pode gerar impactos imediatos na oferta de exportação, cujos efeitos podem se dissipar ou se intensificar ao longo dos períodos subsequentes. Isso é crucial para entender a dinâmica temporal e as interdependências entre as variáveis do modelo.

A decomposição da variância, por outro lado, decompõe a variabilidade de uma variável endógena em componentes atribuíveis a choques em cada uma das variáveis do modelo. Essa análise é útil para identificar a proporção da variação em uma variável que pode ser explicada por choques em outras variáveis, fornecendo percepções sobre a importância relativa de cada choque na determinação da variabilidade das variáveis endógenas.

Portanto, uso do modelo VAR e das técnicas associadas de cointegração, função impulso-resposta e decomposição da variância permite uma análise robusta das dinâmicas de oferta e demanda de exportação da cera vegetal brasileira. Através desta abordagem, é possível capturar as inter-relações complexas entre variáveis econômicas e avaliar os impactos de diferentes choques

ao longo do tempo, fornecendo uma base para a formulação de políticas econômicas e estratégias de mercado.

4 DADOS E ANÁLISE DESCRITIVA

As séries de dados incluem o valor das exportações de cera vegetal (em US\$ FOB) e a quantidade física exportada (em quilogramas), obtidos da base de dados do Sistema de Estatísticas do Comércio Exterior (MDIC, 2024); as informações foram coletadas com base na Tabela da Nomenclatura Comum do Mercosul (NCM), código 15211000, referente a ceras vegetais. Os preços médios anuais agregados foram calculados pelo quociente entre o valor total das exportações e a quantidade física total exportada. O PIB *per capita* mundial, utilizado como proxy para a renda mundial, foi obtido na base de dados do Banco Mundial (World Bank, 2024). A taxa de câmbio nominal foi coletada no Ipeadata.

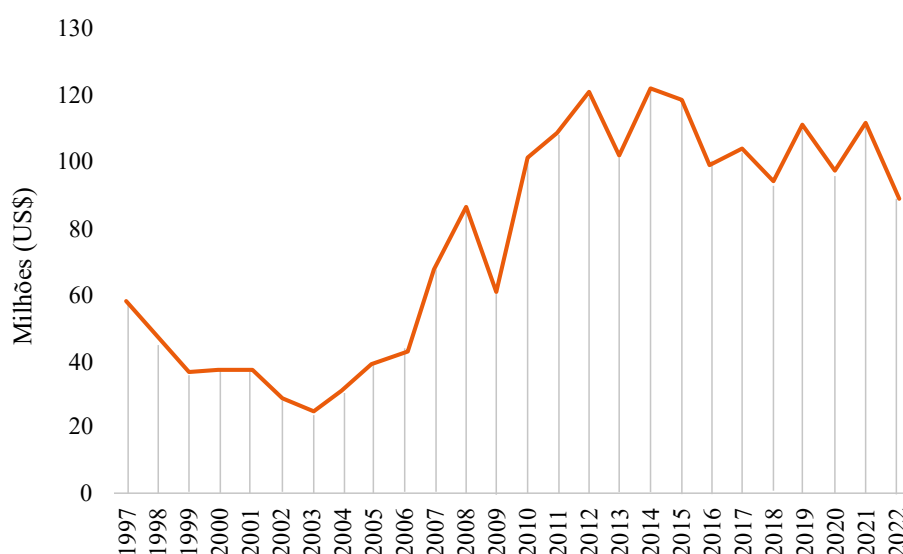
As séries abrangem o período de 1997 a 2022. A escolha do recorte temporal foi delimitada pela disponibilidade completa dos dados necessários, cobrindo um período representativo da evolução das exportações e englobando aspectos significativos econômicos. O software utilizado para a análise dos dados foi o E-Views 12, permitindo uma análise robusta e detalhada dos dados. Esse programa foi escolhido por sua capacidade de análise econométrica e estatística, essenciais para a realização deste estudo.

Nesta seção, são analisados o comportamento das exportações de cera vegetal e sua relação com variáveis macroeconômicas, incluindo preço da exportação do produto, taxa de câmbio e a renda mundial (através do PIB *per capita*), no período de 1997 a 2022.

4.1 Evolução e dinâmica das exportações brasileiras de cera vegetal

Visando estimar uma função de oferta de exportação brasileira de cera vegetal, é exposta, primeiramente, a exportação de cera vegetal observada no período supracitado. A Figura 1 mostra um aumento nas exportações de cera vegetal, que passaram de cerca de 57,4 milhões de dólares em 1997 para cerca de 88,6 milhões de dólares em 2022, representando um crescimento médio anual de 4,26%.

Figura 1 – Evolução das exportações de cera vegetal no período de 1997 a 2022.



Fonte: Elaborado pelo autor utilizando a base de dados disponível pelo MDIC (2024).

Embora tenha alcançado crescimento, as exportações têm se caracterizado por flutuações ao longo do tempo. Entre 1997 e 2003, os níveis de exportação foram relativamente baixos, refletindo um menor fluxo na economia brasileira desse produto. De acordo com Lourenço (2003 apud Costa *et al.*, 2013), o período entre 2000 e 2003 foi marcado pela reversão do boom acionário da nova economia dos Estados Unidos, além da recessão no Japão e da estagnação persistente na União Europeia. Esses fatores resultaram em uma retração do comércio internacional, impactando diretamente a demanda.

Entre os anos de 2004 e 2008, o setor experimentou um crescimento consistente, com taxas de crescimento anuais significativas, refletindo uma expansão contínua das exportações de cera vegetal. Esse crescimento pode ser atribuído a uma combinação de fatores, incluindo avanços tecnológicos na agricultura, aumento da produtividade, demanda internacional crescente por *commodities* agrícolas e políticas governamentais favoráveis ao setor.

Após esses anos, houve um crescimento até 2008, quando a crise econômica global eclodiu, impactando severamente o setor exportador brasileiro, como evidenciado pela queda em 2009. Dada a dependência do mercado externo da cera vegetal, o setor produtivo enfrentou uma queda significativa na demanda, com o efeito da crise financeira. Essa desaceleração foi influenciada pela redução da demanda internacional, restrições de crédito e volatilidade nos mercados financeiros globais. Após esse período de contração, as exportações se recuperaram gradualmente, impulsionadas pelo aumento da demanda pela produção e de matérias-primas, bem como pela valorização das *commodities* no mercado internacional.

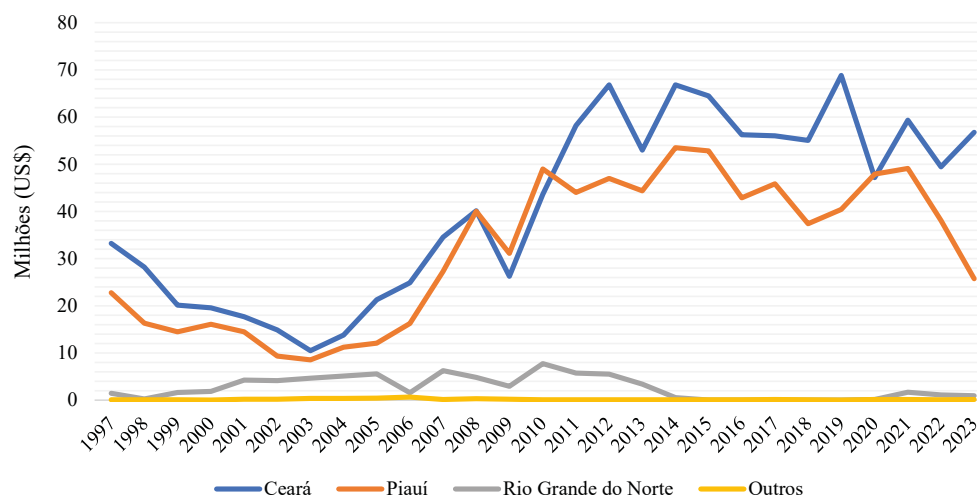
O preço das exportações durante o “superciclo” (2003-2012) aumentou, oscilando em seguida, com nova queda após a recessão de 2014-16. Observa-se que as exportações cresceram significativamente até 2010, sofreram uma redução durante a recessão e, após seu término em 2016, voltaram a crescer, atingindo um ponto alto em 2018. Com a chegada da pandemia, houve um novo crescimento em 2021, alcançando o ponto mais alto da série histórica.

Ao longo dos anos seguintes, o setor enfrentou desafios, como flutuações nos preços das *commodities*, questões ambientais e preocupações com a sustentabilidade, bem como mudanças nas políticas comerciais internacionais. Apesar dos desafios, o Brasil conseguiu manter sua posição como um principal exportador do produto do mundo, beneficiando-se de sua vasta base de recursos naturais, clima favorável para a agricultura e infraestrutura logística consolidada.

O setor de cera vegetal no Brasil enfrenta desafios relacionados à sustentabilidade, dado o caráter extrativista da produção. A colheita da carnaúba, principal matéria-prima da cera, afeta diretamente a biodiversidade das regiões onde ocorre, exigindo práticas de manejo sustentável para evitar danos ambientais. Além disso, a preservação dos ecossistemas é essencial para garantir a continuidade da produção e atender às exigências dos mercados internacionais.

A Região Nordeste do Brasil tem sido a principal produtora e exportadora de cera vegetal, com destaque para os estados do Ceará, Piauí e Rio Grande do Norte, que responderam por mais de 99% das exportações em 2022. A evolução das exportações por estado é apresentada na Figura 2. O Ceará manteve sua posição de líder no setor, enquanto o Piauí registrou crescimento significativo a partir dos anos 2000, impulsionado por melhorias na infraestrutura rodoviária, logística e políticas estaduais de incentivo à exportação.

Figura 2 - Evolução das exportações de cera vegetal por estado no período de 1997 a 2022



Fonte: Elaborado pelo autor utilizando a base de dados disponível pelo MDIC (2024).

Nota: “Outros” refere-se aos estados: São Paulo, Rio Grande do Sul, Pará, Espírito Santo, Roraima, Minas Gerais, Distrito Federal, Rio de Janeiro, Bahia, Mato Grosso do Sul, Pernambuco, Santa Catarina e Paraná.

Além do Ceará e do Piauí, o Rio Grande do Norte desempenha um papel relevante no setor, embora com participação menor. Esse estado, assim como os demais do Nordeste, beneficia-se das condições climáticas favoráveis ao cultivo das espécies produtoras de cera vegetal, como a carnaúba.

A crescente demanda por certificações de sustentabilidade, tem pressionado os produtores a adotarem práticas mais responsáveis no manejo da carnaúba, principal matéria-prima da cera vegetal brasileira. Ainda assim, desafios persistem, como a informalidade na cadeia produtiva e a necessidade de políticas públicas que assegurem direitos trabalhistas e inclusão social dos trabalhadores. Além disso, oscilações na taxa de câmbio e nos custos de transporte impactaram a competitividade do produto no mercado internacional. O aumento dos custos logísticos, especialmente devido à infraestrutura rodoviária deficiente em algumas regiões do Nordeste, representa um obstáculo para produtores menores.

Apesar desses desafios, o Brasil continua sendo o principal exportador mundial de cera vegetal, beneficiando-se de sua vasta base de recursos naturais, do clima favorável à produção e dos investimentos contínuos em infraestrutura logística. A proximidade com portos estratégicos, como Fortaleza (CE) e Suape (PE), desempenha um papel crucial na facilitação do escoamento da produção para mercados exigentes, como Estados Unidos, Alemanha e Japão. A continuidade desse protagonismo dependerá de estratégias que conciliem crescimento econômico e sustentabilidade ambiental, garantindo a competitividade do setor no longo prazo.

5 ANÁLISE DOS RESULTADOS

A análise dos resultados inicia-se com a verificação da estacionariedade das séries, que foi analisada por meio dos testes de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e Phillips-Perron (PP), amplamente utilizados para identificar a ordem de integração das séries temporais. A especificação de cada teste foi definida de acordo com os termos constantes compatíveis com os gráficos das séries. Os resultados, mostrados na Tabela 1, indicam que as séries analisadas não são estacionárias em nível, pois os valores estatísticos calculados em módulo são menores que os valores críticos do teste, considerando um nível de significância de 5%.

Tabela 1 – Teste de raiz unitária (Intercepto e tendência) para os testes ADF e PP em nível para as séries

Variáveis	ADF	PP
X^S	-2,080	-2,085
P_e	-1,978	-2,033
Y^*	-1,986	-2,077
TC	-0,926	-1,132

Fonte: Elaboração própria a partir de estimações no E-Views (2024).

Nota: Valores críticos para os testes ADF e PP: 1% (-4,374) e 5% (-3,603).

Os resultados da Tabela 1 indicam que as séries não são estacionárias em nível. Diante disso, aplicou-se a diferenciação nas séries, e os resultados (Tabela 2) demonstram que, após a primeira diferença, todas as séries se tornam estacionárias, confirmando que são integradas de ordem 1 (I(1)).

Tabela 2 – Teste de raiz unitária (Intercepto e tendência) para os testes ADF e PP na primeira diferença para as séries analisadas

Variáveis	ADF	PP
$\Delta(X^S)$	-6,411*	-6,425*
$\Delta(P_e)$	-4,817*	-4,840*
$\Delta(Y^*)$	-3,521*	-3,532*
$\Delta(TC)$	-4,002*	-4,629*

Fonte: Elaboração própria a partir de estimações no E-Views (2024).

Notas: Δ denota o primeiro operador de diferença, * denota a rejeição da hipótese nula a 5% de significância estatística. Valores críticos para os testes ADF e PP: 1% (-4,374) e 5% (-3,603).

Conforme os testes (Tabela 2), apresenta-se a não existência de raiz unitária, assumiu-se que as séries são integradas de ordem um, devendo-se assim realizar a estimação de um modelo VAR (Vetores Autorregressivos). Portanto, a próxima etapa do trabalho é definir o número de lags do VAR. A seleção apropriada do número de defasagens em um modelo VAR é uma etapa fundamental para garantir a precisão das previsões e a adequada interpretação das inter-relações dinâmicas entre as variáveis. De acordo com Lütkepohl (2005), a escolha inadequada de defasagens pode resultar em erros de especificação, distorções nas inferências e perda de eficiência preditiva.

Tabela 3 – Número de defasagens do modelo VAR

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-355,2770	NA	1,18E+08	29,93975	30,13609	23,99184
1	-266,2260	141,0060*	275121,2*	23,85171	24,83343*	24,11216*
2	-249,6627	20,69737	298804,3	23,80522*	25,57230	24,27403

Fonte: Elaboração própria a partir de estimações no E-Views (2024).

Nota: * indica a ordem de defasagem selecionada pelo critério, LR = Razão de verossimilhança; FPE = Função de predição de erros; AIC = Critério Akaike; SC = Schwarz; HQ = Hannan-Quinn.

Diversos critérios são utilizados para selecionar o número ótimo de defasagens, incluindo o teste sequencial da razão de verossimilhança (LR), o erro de previsão final (FPE), e os critérios de informação AIC, SC e HQ. No caso analisado, o teste LR, o FPE, o SC e o HQ indicam a escolha de 1 defasagem, enquanto o AIC sugere 2. Pesaran e Shin (1998) reforçam a importância

de escolher o número de defasagens de modo a capturar adequadamente as interações temporais entre variáveis econômicas. Eles sugerem que a incorporação de mais defasagens pode melhorar a robustez do modelo ao captar efeitos. A predominância de 1 defasagem entre os critérios reforça essa escolha, enfatizando a importância de evitar a inclusão excessiva de defasagens para mitigar problemas de multicolinearidade e *overfitting*.

Nesse sentido, optar por 1 defasagem captura eficientemente as dinâmicas de curto prazo entre variáveis como o câmbio, o PIB e os preços de exportação, sem comprometer a parcimônia do modelo. Essa abordagem permite evitar a inclusão de ruído e garante uma análise clara das relações econômicas subjacentes (Lütkepohl, 2005).

Considerando que todas as séries são integradas de ordem 1 ($I(1)$), é necessário avaliar se há uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis analisadas. Para isso, aplicou-se o teste de cointegração de Johansen (1988), que permite identificar a presença de vetores cointegrantes e determinar se as variáveis se movem conjuntamente ao longo do tempo, apesar de eventuais desvios de curto prazo (Tabela 4).

Tabela 4 – Teste traço para verificação de cointegração entre as séries

Hipóteses	Autovalores	Traço	Valor Crítico 5%
$r = 0^*$	0,796	71,263	47,856
$r \leq 1^*$	0,576	34,622	29,787
$r \leq 2$	0,366	14,835	15,495
$r \leq 3^*$	0,171	4,333	3,840

Fonte: Elaboração própria a partir de estimações no E-Views (2024).

Nota: * denota rejeição da hipótese no nível de 5%.

Os resultados do teste de cointegração indicam a presença de dois vetores cointegrantes ao nível de 5%, conforme evidenciado pelas estatísticas de traço e seus respectivos valores críticos. No primeiro vetor cointegrante, a estatística de traço de 71,236 supera o valor crítico de 47,856, com um p-valor de 0,0001, o que permite rejeitar a hipótese nula de ausência de cointegração. Isso sugere haver pelo menos um vetor cointegrante entre as variáveis taxa de câmbio (TC), PIB (Y^*), preço de exportação (P_e) e valor exportado (X^S), confirmando uma relação de longo prazo entre essas variáveis. O segundo vetor cointegrante, com uma estatística de traço de 34,622, também é superior ao valor crítico de 29,797, com um p-valor de 0,0129, indicando a existência de um segundo vetor cointegrante. Embora a hipótese de que, no máximo, dois vetores cointegrantes tenham um p-valor de 0,0627 (ligeiramente acima do nível de significância de 5%), esse resultado não é suficiente para rejeitar completamente a hipótese nula, sugerindo a formação de duas combinações lineares estáveis entre as variáveis no longo prazo.

Do ponto de vista econômico, a presença de dois vetores cointegrantes pode ser interpretada como representações das curvas de oferta e demanda de exportações. O primeiro vetor cointegrante pode ser relacionado à curva de demanda por exportações brasileiras de cera vegetal, uma vez que captura a interação entre o preço de exportação e a taxa de câmbio. Segundo a teoria econômica, espera-se que a elasticidade preço da demanda seja negativa, sugerindo que aumentos nos preços ou desvalorização da moeda (que torna as exportações mais caras para os compradores internacionais) reduzam a demanda por exportações. Essa interpretação é apoiada por trabalhos recentes que utilizam técnicas de cointegração para identificar relações de longo prazo entre variáveis de preços e fluxos de comércio (Pesaran e Shin, 1998).

O segundo vetor cointegrante, por sua vez, pode ser associado à curva de oferta de exportações. Nesse contexto, um aumento no PIB está positivamente relacionado com o valor das exportações. Um maior nível de atividade econômica (capturado pelo PIB) reflete uma maior capacidade de produção, e, portanto, uma maior oferta de produtos para exportação. Esse resultado também está

em linha com o modelo de cointegração de oferta e demanda de longo prazo, amplamente discutido na literatura de comércio internacional, em que a cointegração entre variáveis macroeconômicas e fluxos de comércio reflete o comportamento estável dessas relações ao longo do tempo.

5.1 Modelo VAR

A análise de cointegração, identificou dois vetores cointegrantes evidenciando relações de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis analisadas. Para compreender as dinâmicas de curto prazo, foi estimado um modelo VAR como exposto na Tabela 5. Esse modelo permite avaliar a influência de uma variável sobre a outra com até um período de defasagem. A Tabela 5 apresenta as estimativas do modelo VAR para as exportações de cera vegetal, preço de exportação, PIB mundial e taxa de câmbio entre 1998 e 2022.

Os resultados indicam que o valor das exportações de cera vegetal no Brasil é influenciado principalmente pelo preço de exportação e pela taxa de câmbio no período anterior. O coeficiente positivo e significativo para X^S_{t-1} sugere que um aumento no preço de exportação no período anterior está associado a um aumento no valor exportado no período atual. No entanto, a relação negativa com Pe_{t-1} indica que a depreciação da taxa de câmbio pode não impulsionar as exportações, possivelmente em função de restrições de capacidade produtiva ou de estrutura de mercado.

As estimativas fornecidas na Tabela 5 mostram que as defasagens das variáveis têm impactos variados sobre as séries temporais estudadas. O coeficiente de Y^*_{t-1} na equação de exportações é negativo, mas não significativo, indicando que um aumento nas exportações no período anterior não afeta significativamente as exportações no período atual. Por outro lado, a variável TC_{t-1} apresenta um coeficiente positivo e estatisticamente significativo, sugerindo que o crescimento econômico global tem um impacto direto e positivo sobre as exportações brasileiras de cera vegetal.

Tabela 5 – Estimativas do modelo VAR para exportações de cera vegetal, preço, PIB e taxa de câmbio

	X^S	P_e	Y^*	TC
X^S_{t-1}	-0,247487 -0,46713 [-0,52981]	0,009684 -0,02017 [0,48011]	2.367.568 -170.493 [0,13887]	0,000383 -0,01412 [0,02712]
Pe_{t-1}	6.867.450 -764.969 [0,89774]	0,025231 -0,33031 [0,07639]	-2.937.847 -279.200 [-1,05224]	0,264836 -0,23126 [1,14517]
Y^*_{t-1}	0,012755 -0,0034 [3,75021]	0,000783 -0,00015 [5,32922]	1.170.619 -0,12413 [9,43022]	-0,000206 -0,0001 [-2,00527]
TC_{t-1}	-6.938.099 -343.416 [-2,02032]	-0,563664 -0,14828 [-3,80126]	3.996.172 -125.341 [0,31882]	1.102.261 -0,10382 [10,6170]
Constante	-3.128.705 -128.446 [-2,43581]	-1.227.397 -0,55462 [-2,21305]	-4.750.588 -468.805 [-0,10133]	0,372819 -0,38831 [0,96010]
R^2	0,886883	0,940804	0,969779	0,911564
R^2 ajustado	0,864259	0,928964	0,963735	0,893876
Estatística F	3.920.190	7.946.458	1.604.471	5.153.785
Critério de Akaike	8.064.188	1.779.385	1.525.871	1.066.458
Critério de Schwarz	8.307.963	2.023.160	1.550.249	1.310.233

	X^S	P_e	Y^*	TC
Média da Variável Dependente	7.594.680	4.929.385	8.968.450	2.788.104
Desvio da Variável Dependente	3.389.377	2.023.061	2.393.319	1.158.861

Fonte: Elaboração própria a partir de estimações no E-Views (2024).

Nota: Os valores entre parênteses representam os erros-padrão das estimativas dos coeficientes, e os valores entre colchetes representam as estatísticas-t dos coeficientes.

Além disso, o coeficiente de TC_{t-1} na equação de preço de exportação (P_e) é negativo e significativo, indicando que uma desvalorização cambial reduz o preço de exportação. Essa relação está consoante à teoria econômica, que sugere que um aumento na taxa de câmbio (depreciação da moeda doméstica) pode tornar os bens brasileiros mais baratos em moeda estrangeira, aumentando a competitividade no mercado externo. As estatísticas para todas as equações do modelo são elevadas, variando de 0.886 a 0.969, o que indica que o modelo explica uma grande proporção da variância das variáveis dependentes. A estatística F também confirma a significância geral dos modelos.

Esses resultados complementam a análise de cointegração, sugerindo que, além de uma relação de equilíbrio de longo prazo, há dinâmicas de curto prazo que devem ser consideradas. A identificação de coeficientes significativos, como o impacto do PIB global sobre as exportações, reforça a necessidade de políticas que considerem as condições econômicas internacionais para fomentar o crescimento das exportações brasileiras de cera vegetal.

Baseado nos dados da Tabela 5, a variável que apresenta significância na explicação do comportamento de X^S são as variáveis: Y_{t-1}^* , TC_{t-1} . Para P_e são as variáveis Y_{t-1}^* , TC_{t-1} . Para Y^* apenas Y_{t-1}^* é significativo. Para TC , as variáveis Y_{t-1}^* e TC_{t-1} são significativas.

Para investigar as relações de causalidade entre as variáveis, foram realizados testes de Causalidade de Granger (1969) entre os pares das variáveis. A Causalidade de Granger permitirá saber se uma variável causa outra, no sentido Granger. Assim, para cada par de variáveis, são testadas duas direções: se a primeira variável (na ordem do par) Granger-causa a segunda variável e vice-versa (Bueno, 2008). Os resultados, apresentados na Tabela 6, revelam algumas relações significativas entre as variáveis.

Tabela 6 – Teste de Causalidade de Granger

Direção do efeito	Lag	Valor do Teste	P-valor	Conclusão *
$P_e \rightarrow X^S$	1	157.521	0,2226	Não
$X^S \rightarrow P_e$		133.247	0,2608	Não
$Y^* \rightarrow X^S$	1	727.538	0,0132	Sim
$X^S \rightarrow Y^*$		634.098	0,0196	Sim
$TC \rightarrow X^S$	1	0,01578	0,9012	Não
$X^S \rightarrow TC$		289.468	0,103	Não
$Y^* \rightarrow P_e$	1	109.560	0,0032	Sim
$P_e \rightarrow Y^*$		863.650	0,0076	Sim
$TC \rightarrow P_e$	1	0,02362	0,8793	Não
$P_e \rightarrow TC$		331.189	0,0824	Não
$TC \rightarrow Y^*$	1	329.714	0,0831	Não
$Y^* \rightarrow TC$		0,76137	0,3923	Não

Fonte: Elaboração própria a partir de estimações no E-Views (2024).

Nota: * rejeitando a hipótese nula de não causalidade.

Os resultados do teste de Causalidade de Granger revelam algumas relações significativas entre as variáveis. Primeiramente, verifica-se uma relação bidirecional de causalidade entre o PIB mundial e as exportações. Ou seja, o PIB mundial Granger-causa as exportações de cera vegetal (p -valor = 0.0132), e as exportações, por sua vez, também Granger-causam o PIB mundial (p -valor = 0.0196). Esses resultados demonstram uma forte ligação entre o desempenho econômico global e as exportações brasileiras de cera vegetal, o que concorda com a teoria econômica de que o crescimento econômico global pode aumentar a demanda por exportações, enquanto maiores volumes de exportação podem estimular o crescimento econômico em países exportadores.

Além disso, observa-se também uma relação de causalidade bidirecional entre o PIB mundial e o preço de exportação. O PIB mundial Granger-causa o preço de exportação (p -valor = 0.0032), e o preço de exportação também Granger-causa o PIB mundial (p -valor = 0.0076). Isso sugere que o aumento no PIB global pode elevar os preços de exportação devido ao aumento da demanda, e, ao mesmo tempo, os preços de exportação mais altos podem influenciar o nível de atividade econômica global.

Por outro lado, não foram encontradas evidências de causalidade significativa entre a taxa de câmbio (TC) e as outras variáveis. Embora o PIB mundial tenha apresentado uma relação próxima da significância com a taxa de câmbio (p -valor = 0.0831), os resultados não foram suficientemente robustos para rejeitar a hipótese nula de ausência de causalidade no nível de significância de 5%. Esse resultado pode indicar que, no período analisado, as variações na taxa de câmbio não foram impulsionadas diretamente pelos fatores analisados, ou que esses efeitos foram diluídos por outros determinantes macroeconômicos externos.

Portanto, as principais relações causais significativas no sentido Granger identificadas foram entre o PIB mundial, as exportações de cera vegetal e o preço de exportação, destacando a importância do contexto econômico global para o comportamento das exportações brasileiras de cera vegetal.

5.2 Análise da função impulso-resposta

Esta seção analisa a resposta da variável X^S (Exportação de Cera Vegetal) às inovações (impulsos) de um desvio-padrão de cada uma das demais variáveis (P_e , Y^* e TC). Na Figura 3, a linha cheia dos gráficos corresponde a pontos estimados da função resposta a impulso de cada ação das demais variáveis, em uma unidade de desvio-padrão. Já as linhas pontilhadas representam uma faixa de duas unidades de desvio-padrão para mais ou para menos, ou seja, representam o intervalo de confiança da função impulso-resposta. Se a linha preta toca o eixo horizontal, o efeito das demais variáveis naquele período é considerado insignificante.

Para a análise das funções impulso-resposta no modelo VAR, empregou-se a decomposição de Cholesky, a qual requer o ordenamento prévio das variáveis. A sequência adotada foi $Y^* \rightarrow P_e \rightarrow X^S \rightarrow TC$, implicando que choques em Y^* impactam diretamente todas as outras variáveis. Essa estruturação se baseia na premissa de que o PIB mundial, sendo uma variável exógena, exerce influência tanto sobre os preços quanto sobre as exportações, demonstrando menor suscetibilidade a influências das outras variáveis no curto prazo. Dando sequência, o preço de exportação impacta diretamente as exportações, que, por sua vez, afetam a taxa de câmbio — a variável considerada mais endógena nesse sistema. Assim, a escolha dessa ordenação reflete as relações de causalidade previamente identificadas, possibilitando uma interpretação mais precisa das respostas a choques entre as variáveis do modelo.

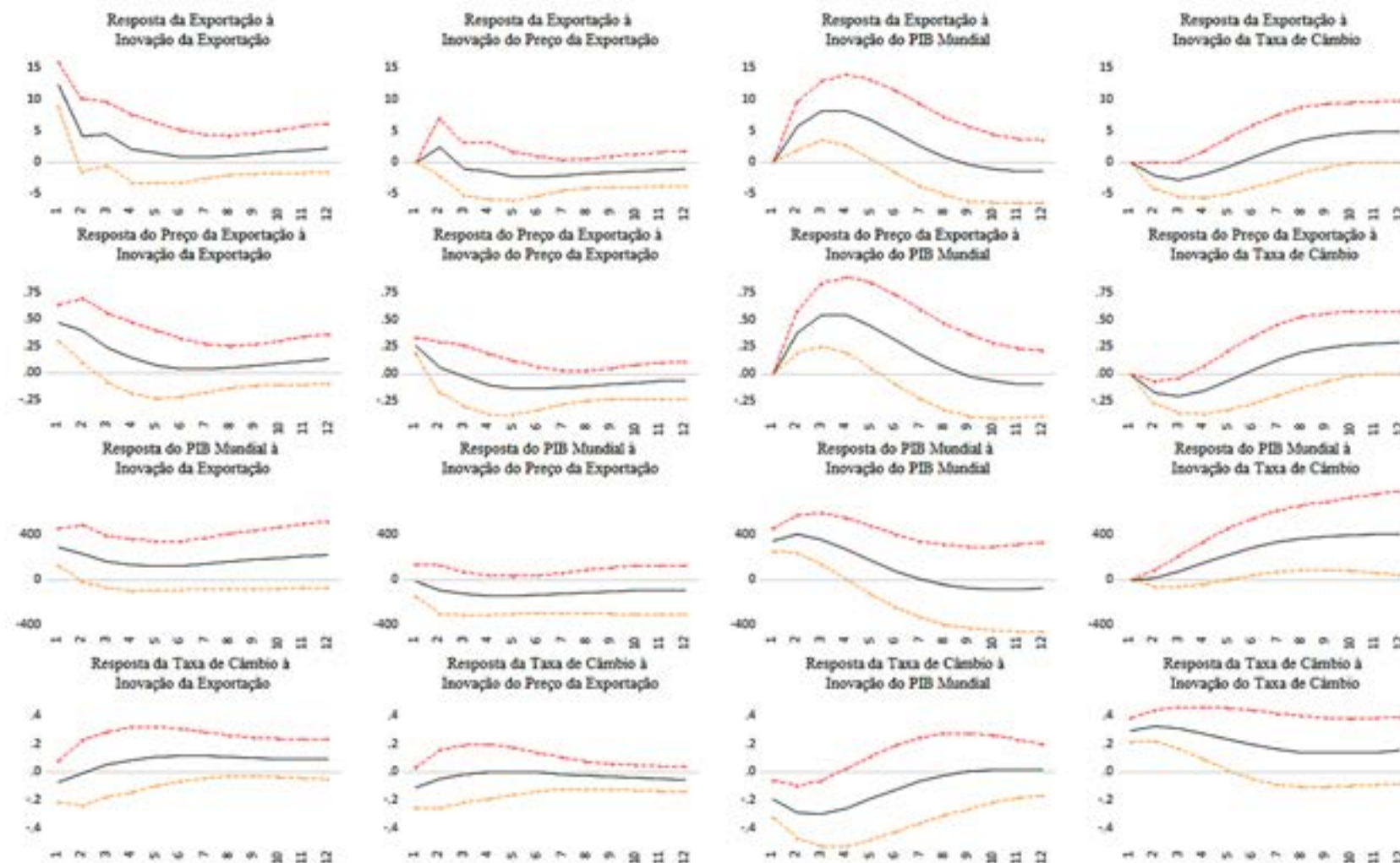
A Figura 3 mostra, na primeira linha, que o valor das exportações de cera vegetal pode reagir a impulsos provenientes das demais variáveis. Dessa forma, a resposta de X^S a choques em si próprio é forte no primeiro período, com um valor de 12,49. Esse resultado é consistente com a literatura sobre inércia nas exportações, em que choques passados nas exportações têm impacto significativo sobre as exportações futuras. Esse fenômeno reflete a ideia de que a presença em

mercados internacionais cria uma base de clientes e infraestrutura que podem sustentar as exportações ao longo do tempo. Ao longo dos períodos subsequentes, o efeito dos choques nas exportações diminui, mas permanece positivo até o final do horizonte analisado, com um valor de 2,28 no período 12. Esse comportamento gradual de dissipação é comum em mercados onde as condições competitivas são estáveis.

Os choques no preço de exportação não têm impacto imediato (período 1), mas a partir do segundo período observa-se um efeito negativo nas exportações. Esse efeito negativo persiste ao longo do tempo, atingindo -2,15 no período 5. A teoria econômica sugere que o aumento no preço dos bens exportados reduz a demanda, especialmente em mercados onde a elasticidade-preço da demanda é alta. Isso reflete a sensibilidade das exportações de produtos primários como a cera vegetal, que enfrentam maior concorrência e pouca diferenciação no mercado internacional (Krugman, 2015). A relação negativa observada é consistente com a teoria tradicional de oferta e demanda, em que o aumento dos preços reduz a competitividade internacional dos produtos exportados (Baldwin e Taglioni, 2006).

Figura 3 – Gráfico das funções de impulso-resposta.

Resposta a Cholesky One S.D. (d.f. ajustado) Inovações ± 2 S.E.s assintóticos analíticos



Fonte: Elaboração própria a partir de estimações no E-Views (2024).

Nota: No eixo das abscissas (x), tem-se o tempo em trimestres, e no eixo das ordenadas (y), as mudanças de desvio-padrão.

Choques no PIB *per capita* resultam em efeitos positivos sobre as exportações de cera vegetal. A partir do segundo período, observa-se um aumento consistente nas exportações, atingindo um pico de 8,32 no terceiro e quarto período. Esse resultado corrobora a literatura que aponta a relação positiva entre crescimento econômico global e a demanda por produtos exportados. Um aumento no PIB *per capita* nos países importadores tende a aumentar o poder de compra, favorecendo a demanda por produtos exportados, como observado nesse caso. O efeito positivo persistente sugere que a cera vegetal pode ser sensível ao crescimento econômico externo, reforçando a importância de se manter a competitividade em mercados onde o crescimento da renda eleva a demanda por insumos.

A resposta das exportações de cera vegetal a choques na taxa de câmbio (TC) apresenta uma dinâmica interessante. Nos primeiros períodos, a resposta é negativa, com um valor de -2,07 no segundo período, mas, a partir do sexto período, o efeito se reverte e torna-se positivo, alcançando 4,92 no período 12. Esse padrão é compatível com a literatura que discute os efeitos de curto e longo prazo das flutuações cambiais sobre as exportações (Assis *et al.*, 2019). De forma geral, uma depreciação cambial tende a tornar os produtos domésticos mais baratos em termos relativos, favorecendo as exportações, mas pode haver uma defasagem temporal para ser possível ajustar suas decisões de comércio internacional. A resposta inicial negativa pode ser explicada por efeitos de curto prazo, como incertezas e custos de ajuste, enquanto os efeitos positivos de longo prazo refletem a melhoria da competitividade dos produtos no mercado externo após a estabilização das expectativas cambiais.

5.3 Decomposição da variância

A decomposição da variância dos erros de previsão (FEVD), exposta na Tabela 7, permite identificar a proporção da variância da variável dependente que pode ser explicada por choques em suas próprias inovações e nas inovações das variáveis explicativas.

Com isso, a análise da decomposição da variância corrobora os resultados achados nas funções impulso-resposta ao quantificar as proporções da variância das exportações de cera vegetal que podem ser atribuídas aos choques nas variáveis explicativas ao longo do tempo. Nos primeiros períodos, as exportações são totalmente explicadas por choques internos, a totalidade da variância

das exportações é explicada por choques em si própria, com 100% da variância atribuída a X^S . Esse resultado é esperado, já que, no primeiro momento, as exportações são influenciadas unicamente por choques passados na própria série.

Tabela 7 – Decomposição da variância para exportações de cera vegetal

Período	S.E.	X^S	P_e	Y^*	TC
1	12,4874	100,0000	0,0000	0,0000	0,0000
2	14,7839	79,8587	2,6867	15,4942	1,9603
3	17,8286	61,6053	2,1993	32,4297	3,7655
4	19,9320	50,4279	2,2162	43,3763	3,9794
5	21,2616	44,8357	2,9704	48,6168	3,5768
6	21,9481	42,2475	3,7439	50,4586	3,5498
7	22,3589	40,8701	4,4590	50,1283	4,5424
8	22,7441	39,7101	4,9312	48,6364	6,7222
9	23,2260	38,4252	5,1611	46,6519	9,7617
10	23,8093	37,0783	5,2034	44,5782	13,1400
11	24,4505	35,8440	5,1428	42,5793	16,4338
12	25,1042	34,8287	5,0432	40,6979	19,4300

Fonte: Elaboração própria a partir de estimações no E-Yiews (2024).

Contudo, ao longo do tempo, a variância explicada por choques em Y^* aumenta substancialmente, atingindo 50,46% no sexto período. Esse resultado destaca a relevância do crescimento econômico dos países importadores como um dos principais determinantes das exportações no médio prazo (Bergstrand, 1985).

A taxa de câmbio (TC) ganha importância crescente ao longo dos períodos, passando de uma contribuição de 1,96% no segundo período para 19,43% no décimo segundo. Esse aumento na importância de TC confirma a hipótese de que as flutuações cambiais impactam significativamente a competitividade das exportações brasileiras, especialmente no longo prazo, segundo Assis *et al*, (2019). O aumento da participação de TC na decomposição da variância reflete a sensibilidade das exportações às variações cambiais, que influenciam tanto o preço dos produtos no mercado internacional quanto a margem de lucro dos exportadores.

Já o preço de exportação tem um impacto relativamente pequeno em comparação com Y^* e TC . A persistência do impacto de Y^* e o aumento da relevância da taxa de câmbio no longo prazo corroboram a literatura sobre os determinantes das exportações, em que o crescimento econômico e as condições cambiais são fatores cruciais na explicação das variações no comércio internacional. O papel relativamente pequeno do preço de exportação pode indicar que, embora sua contribuição cresça ao longo do tempo, atingindo 5,04% no décimo segundo período, ela permanece modesta. Isso pode ser explicado pela natureza da cera vegetal como uma *commodity*, cujo preço é mais influenciado por condições de mercado global do que por fatores específicos do Brasil.

6 CONCLUSÃO

Este estudo teve como objetivo estimar uma função de oferta de exportação de cera vegetal brasileira entre os anos de 1997 e 2022, buscando compreender os principais determinantes do comércio desse produto. O modelo econométrico adotado considerou o valor das exportações como variável dependente e preço de exportação, a taxa de câmbio e a renda mundial (PIB *per capita*) como variáveis explicativas.

Os testes de Causalidade de Granger indicam uma relação bidirecional entre o PIB mundial e as exportações de cera vegetal, reforçando a ideia de que o desempenho econômico global é crucial para o comércio brasileiro desse produto. Essa relação corrobora a teoria econômica, que sugere que o crescimento global estimula a demanda por exportações, enquanto estas, por sua vez, podem impulsionar o crescimento nos países exportadores.

Os resultados da análise de impulso-resposta revelam que as exportações de cera vegetal são sensíveis a choques no PIB *per capita* e na taxa de câmbio, confirmando a importância de fatores externos, como a renda dos países importadores e a competitividade cambial, na dinâmica das exportações. A resposta positiva das exportações a choques no PIB *per capita* reforça a noção de que um aumento no poder de compra nos mercados importadores favorece a demanda por produtos. Já a influência da taxa de câmbio, inicialmente negativa, torna-se positiva no longo prazo, convergindo com a literatura sobre o impacto defasado das flutuações cambiais na competitividade das exportações. Esses resultados são consistentes com a literatura de comércio internacional, que aponta para a importância dos mercados externos e da competitividade cambial na determinação das exportações de produtos.

A decomposição da variância revelou que, no curto prazo, as exportações são predominantemente influenciadas por choques internos, enquanto fatores externos, como o PIB *per capita* e a taxa de câmbio, tornam-se mais relevantes no médio e longo prazo. O preço de exportação, embora tenha um impacto positivo, mostrou-se menos significativo, provavelmente devido à natureza da cera vegetal como *commodity*, cujo preço é determinado pelas condições do mercado global.

Em síntese, os resultados confirmam a complexidade das relações entre as variáveis analisadas e destacam a necessidade de uma abordagem integrada para impulsionar as exportações de cera vegetal. A interdependência entre o PIB mundial, as exportações de cera vegetal e a taxa de câmbio enfatiza a importância de políticas econômicas que promovam a estabilidade cambial e a exploração de mercados em expansão.

Para os exportadores, a adoção de estratégias práticas, como a gestão de riscos cambiais, a diversificação de mercados e o investimento em inovação e sustentabilidade, pode ser crucial para aumentar a competitividade internacional. O estudo destacou a importância do PIB *per capita* dos países importadores como um fator relevante para as exportações. Portanto, os exportadores brasileiros devem focar em mercados com crescimento acelerado de renda, como países emergentes. A diversificação de mercados pode reduzir a dependência de um único mercado e mitigar riscos associados a crises econômicas em regiões específicas.

Já para os formuladores de políticas, a implementação de medidas que promovam a estabilidade econômica e facilitem o acesso a novos mercados pode ser fundamental para alavancar as exportações brasileiras de cera vegetal. Os resultados deste estudo têm implicações significativas, em que, dada a sensibilidade das exportações de cera vegetal às flutuações cambiais, políticas que promovam a estabilidade da taxa de câmbio são essenciais. Isso pode incluir a adoção de mecanismos de cunho cambial para os exportadores, bem como políticas monetárias que visem a redução da volatilidade cambial. As políticas de incentivos fiscais, como redução de impostos para exportadores de cera vegetal, podem aumentar a competitividade internacional do produto brasileiro. Subsídios para a modernização da infraestrutura de produção e logística também podem ser considerados, visando reduzir custos e aumentar a eficiência das exportações.

Assim, este estudo não somente contribui para a literatura acadêmica sobre comércio internacional, mas também oferece aspectos valiosos para a prática, destacando a importância de uma abordagem multifacetada para o crescimento sustentável das exportações de cera vegetal brasileira.

REFERÊNCIAS

- ALVES, M. O.; COELHO, J. D. **Extratativismo da carnaúba: o desafio de estimar os resultados econômicos**. In: Anais do Congresso de Economia, Administração e Sociologia Rural, 46., 2008.
- ASSIS, T. M. d.; FONSECA, L. F. C.; FEIJÓ, C. A. d. V. C. Determinantes do repasse cambial: uma resenha com foco no caso brasileiro. **Revista de Economia Contemporânea**, SciELO Brasil, v. 23, p. e192311, 2019.
- AZEVEDO, A. F. Z.; PORTUGAL, M. S.; NETO, P. C. F. d. B. Impactos comerciais da Área de livre comércio das américas: Uma aplicação do modelo gravitacional. **Revista de Economia Contemporânea**, v. 10, n. 2, p. 237–267, 2006. Disponível em: <<https://www.scielo.br/j/rec/a/rKBS9DTpQgf6gnYXjfLbnxy/?format=pdf&lang=pt>>.
- BALDWIN, R.; TAGLIONI, D. **Gravity for dummies and dummies for gravity equations**. 2006.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Taxa de câmbio - R\$ / US\$ - comercial - venda - média (bm _ erv)**. 2024. Boletim, Seção Balanço de Pagamentos (Bacen / Boletim / BP). Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br/ExibeSerie.aspx?serid=31924>.
- BARROS, G. C.; BACCHI, M. R. P.; BURNQUIST, H. L. Estimação de equações de oferta de exportação de produtos agropecuários para o Brasil, 1992–2000. **IPEA, Texto para Discussão**, v. 865, 2002.
- BERGSTRAND, J. H. The gravity equation in international trade: Some microeconomic foundations and empirical evidence. **The Review of Economics and Statistics**, JSTOR, v. 67, n. 3, p. 474, ago. 1985. ISSN 0034-6535. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.2307/1925976>>.
- BUENO, R. D. L. D. S. **Econometria de séries temporais**. [S.l.]: Cengage Learning, 2008.
- CARVALHO, J. N. F. de; GOMES, J. M. A. Pobreza, emprego e renda na economia da carnaúba. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 40, n. 2, p. 361–378, 2009. Disponível em: <<https://www.bnb.gov.br/revista/ren/article/view/357/306>>.
- COSTA, V. L. dos S.; SOARES, T. F. O.; GOMES, J. M. A. Política de garantia de preços mínimos para a cera de carnaúba: comparação entre preços mínimos e preços de mercado das safras de 2003/2004–2011/2012. **INFORME ECONÔMICO (UFPI)**, v. 30, n. 2, 2013.
- COUTINHO, E. S.; LANA-PEIXOTO, F. de V.; FILHO, P. Z. R.; AMARAL, H. F. De Smith a Porter: um ensaio sobre as teorias de comércio exterior. **REGE Revista de Gestão**, v. 12, n. 4, p. 101–113, 2005.
- GONÇALVES, R. **Economia Política Internacional: Fundamentos Teóricos e as Relações Internacionais do Brasil**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2005.
- HAMILTON, J. D. **Time series analysis**. [S.l.]: Princeton University Press, 2020.
- JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 12, n. 2, p. 231–254, 1988. ISSN 0165-1889. Disponível em: <<https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/0165188988900413>>.
- JÚNIOR, S. K.; REIS, G. H. A. d.; JUNIOR, R. T. Repasse cambial na indústria de transformação brasileira: uma análise para preços de importações e ao atacado–1999 a 2012. **Economia e Sociedade**, SciELO Brasil, v. 25, p. 25–50, 2016.

KRUGMAN, P. Differences in income elasticities and trends in real exchange rates. **European Economic Review**, Elsevier BV, v. 33, n. 5, p. 1031–1046, maio 1989. ISSN 0014-2921.

KRUGMAN, P. R.; OBSTFELD, M.; MELITZ, M. J. **Economia Internacional**. São Paulo: Pearson Education do Brasil, 2015.

LIMA, E. C. R. **The interpretation of coefficients of the vector autoregressive model**. [S.l.], 2015.

LOURENÇO, G. M. Economia brasileira. **Análise Conjuntural**, v. 25, n. 3-4, 2003.

LÜTKEPOHL, H. **New Introduction to Multiple Time Series Analysis**. [S.l.]: Springer Berlin Heidelberg, 2005. ISBN 9783540277521. MDIC. ComexStat. 2024. Acesso em: 10 mar. 2024. Disponível em: <<http://comexstat.mdic.gov.br/pt/geral>>.

PADRÓN, A. da R. S. Estimando novas funções de exportação para o Brasil (1990-2014). 86 p. **Dissertação** (Mestrado) — Universidade Federal do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2016. Orientadora: Viviane Luporini. Coorientador: Cláudio Hamilton Matos dos Santos.

PESARAN, H. H.; SHIN, Y. Generalized impulse response analysis in linear multivariate models. **Economics letters**, Elsevier, v. 58, n. 1, p. 17–29, 1998.

PORTER, M. E. **Competição: Estratégias Competitivas Essenciais**. Rio de Janeiro: Campus, 1999. 167-208 p.

RICARDO, D. **Princípio de economia política e tributação**. [S.l.]: Nova Cultural, 1985.

SIMS, C. A. Macroeconomics and reality. **Econometrica**, v. 48, n. 1, p. 1-48, 1980.

SMITH, A. A riqueza das nações (4ª edição). **Volume I. Serviço de Educação**. Lisboa: Fundação Calouste Gulbenkian, 1776.

STOCK, J. H.; WATSON, M. W. **Introduction to econometrics**. [S.l.]: Pearson, 2020.

World Bank. **GDP (current US\$)**. 2024. Acesso em: 10 mar. 2024. Disponível em: <https://data.worldbank.org/indicator/NY.GDP.MKTP.CD?most_recent_year_desc=false>.

XAVIER, L. F. **Exportações entre brasil e china: uma análise desagregada sobre o aproveitamento de oportunidades comerciais**. Universidade Federal de Pernambuco, 2013.

MICRO E PEQUENAS AGROINDÚSTRIAS DO NORTE E NORDESTE COMO VETORES DE EFICIÊNCIA DOS FUNDOS CONSTITUCIONAIS: UMA ANÁLISE DE EMPREGO E PRODUTIVIDADE

Micro and small agro-industries in the north and Northeast as efficiency drivers of constitutional funds: an analysis of employment and productivity

André Marcelo Pereira Freitas

Licenciado em Matemática. Doutor em Agronegócios. Coordenador na Unidade de Empréstimos e Financiamentos PJ do Banco do Brasil. Avenida Esperança s/n, Câmpus Samambaia, 74690-900, Goiânia, Goiás, Brasil. ampfl1m@yahoo.com.br

Marcelo Dias Paes Ferreira

Gestor do Agronegócio. Doutor em Economia Aplicada. Professor. Universidade Federal de Viçosa. Departamento de Economia Rural. Avenida Purdue, s/n, Campus Universitário, Edifício Edson Potsch Magalhães, 36570-900, Viçosa, Minas Gerais, Brasil. marcelo.ferreira@ufv.br

Lindomar Pegorini Daniel

Economista. Doutor em Economia Aplicada. Professor. Universidade do Estado de Mato Grosso. Campus Universitário de Sinop. Av. dos Ingás, 3001, Jardim Imperial, 78555-000, Sinop, Mato Grosso, Brasil. lindomar.pegorini@unemat.br

Guilherme Resende Oliveira

Economista. Doutor em Economia. Professor. Centro Universitário Alves Farias. Av. Perimetral Norte, n. 4129, Vila João Vaz, 74445-190, Goiânia, Goiás, Brasil. resendego@gmail.com

Resumo: Este artigo examina os impactos dos Fundos Constitucionais do Nordeste (FNE) e do Norte (FNO) na variação do emprego e na produtividade do trabalho nas agroindústrias das Regiões Nordeste e Norte, com foco nos efeitos dos montantes emprestados ao longo do tempo, de acordo com o porte das agroindústrias. Para estimar esses impactos, empregou-se a função dose-resposta, para capturar o efeito dos diferentes montantes de financiamento. Os resultados indicam efeito médio positivo e significativo na variação do emprego tanto no FNE quanto no FNO para micro e pequenas agroindústrias. Em contrapartida, não há evidências de impacto positivo e significativo nas médias e grandes agroindústrias, tanto na variação do emprego quanto na produtividade do trabalho. Os resultados demonstram que os efeitos não são lineares após a exposição ao FNE e FNO, razão pela qual a geração de empregos e produtividade do trabalho dependem dos montantes financiados, com destaque para uma alocação mais efetiva quando os recursos são direcionados às micro e pequenas agroindústrias. Aliado a isso, evidencia-se a oportunidade para ampliar o acesso ao crédito oficial para micro e pequenas agroindústrias no sistema financeiro.

Palavras-chave: Dose-resposta, mercado de crédito, falhas de mercado, desenvolvimento regional, RAIS.

Abstract: This article examines the impacts of the Northeast Constitutional Fund (FNE) and the North Constitutional Fund (FNO) on employment variation and labor productivity in agro-industries in the Northeast and North regions of Brazil, focusing on the effects of loan amounts over time according to the size of the agro-industries. To estimate these impacts, a dose-response function was employed to capture the effect of different financing amounts. The results indicate a significant positive average effect on employment variation for both the FNE and FNO in micro and small agro-industries. In contrast, there is no evidence of a significant positive impact on medium and large agro-industries, either in terms of employment variation or labor productivity. The results demonstrate that the effects are nonlinear after exposure to the FNE and FNO, highlighting that employment generation and labor productivity depend on the financed amounts, with a more effective allocation when resources are directed toward micro and small agro-industries. Additionally, there is an opportunity to expand access to official credit for micro and small agro-industries within the financial system.

Keywords: Dose-response, credit market, market failures, regional development, RAIS.

1 INTRODUÇÃO

O agronegócio se destaca como um dos principais setores da economia brasileira, em contraste com o fraco desempenho do setor industrial, cuja participação no Produto Interno Bruto (PIB) vem diminuindo ao longo dos anos. Essa perda de protagonismo industrial decorre da ausência de políticas públicas eficazes, restrições financeiras, altos custos de mão de obra (Bogoviz *et al.*, 2019; Cezarino *et al.*, 2021) e da predominância da produção de bens primários (Corrêa; Feijó, 2022). Não obstante, as agroindústrias podem despontar como elemento central na reversão da reprimarização da economia brasileira, capazes de agregar valor, reduzir a pobreza e impulsionar o potencial exportador, especialmente em economias emergentes (Olaoye, 2014; Akuriba *et al.*, 2021).

O desenvolvimento das agroindústrias é afetado por severas desigualdades regionais. As Regiões Norte e Nordeste, historicamente mais vulneráveis, apresentam os piores indicadores socioeconômicos. Os estados dessas regiões figuram entre os 10 (dez) menores PIB per capita (IBGE, 2023) e ocupam as 16 (dezesesseis) últimas posições entre as 27 unidades federativas (PNUD, 2021). Essa realidade reflete falhas de mercado que comprometem a alocação eficiente de crédito, um fator essencial para o crescimento das agroindústrias e a mitigação das desigualdades regionais. Em ambientes financeiros menos desenvolvidos, essas empresas enfrentam maior dificuldade para obter financiamento, o que compromete seu desempenho e competitividade (White *et al.*, 2024).

Nesse contexto, os Fundos Constitucionais de Financiamento do Norte (FNO) e do Nordeste (FNE) foram criados para estimular a economia regional, promovendo o desenvolvimento socioeconômico e corrigindo falhas de mercado através da oferta de crédito subsidiado. A concessão desses financiamentos visa estimular cadeias produtivas locais e gerar emprego e renda. No entanto, como destacam Freitas, Corcioli e Da Cruz (2023), há uma concentração desproporcional de recursos subsidiados destinados às agroindústrias nas regiões mais ricas do País, o que limita o alcance desses fundos nas áreas mais vulneráveis e reforça a necessidade de ajustes na política de crédito.

Ao contrário das grandes empresas, que têm maior facilidade para obter crédito no setor bancário e acesso ao mercado de capitais, as micro e pequenas empresas (MPEs) brasileiras enfrentam um déficit significativo de financiamento. Quanto maior o tamanho das empresas, a participação do crédito bancário tende a ser maior (Eça *et al.*, 2022). Nesse contexto, o acesso das MPEs aos recursos subsidiados tende a ser mais desafiador, especialmente devido à escassez desses recursos e aos juros mais baixos em comparação a outras fontes disponíveis no mercado. Essa atratividade faz com que as grandes empresas também disputem esses recursos, aumentando a competição e dificultando o acesso para as empresas de menor porte.

Este estudo é pioneiro em estimar os efeitos heterogêneos do crédito subsidiado do FNE e FNO sobre a variação no estoque de empregos e na produtividade das agroindústrias das Regiões Norte e Nordeste do Brasil, em nível de firmas, considerando as particularidades das empresas de diferentes portes e os impactos diferenciados do crédito em relação aos montantes concedidos, diferentemente das análises tradicionais focadas nos efeitos médios do tratamento. Essa investigação é relevante para entender como o FNE e o FNO podem ser aprimorados para maximizar seus impactos econômicos e sociais, promovendo um desenvolvimento regional mais inclusivo e sustentável.

2 MÉTODO

Este estudo emprega função dose-resposta, abordagem quase experimental, que utiliza uma abordagem de tratamento contínuo para capturar os efeitos para as agroindústrias que recebem diferentes montantes de financiamento do FNE e FNO.

As unidades de análise deste artigo consistem em agroindústrias que abrangem atividades industriais até o terceiro grau de beneficiamento, em conformidade com as definições de Favro e Alves (2020) e da Organização das Nações Unidas para a Alimentação e a Agricultura (FAO). Em

termos práticos, foram selecionadas empresas formalmente constituídas (possuindo CNPJ), independentemente do porte (incluindo tanto firmas familiares quanto não familiares), cuja atuação industrial envolva transformações adicionais. Isso inclui setores como agricultura, pesca e silvicultura, bem como a produção de bens alimentares e não alimentares derivados da agroindústria (Silva *et al.*, 2009).

Estudo publicado pela Organização das Nações Unidas para a Alimentação e a Agricultura (FAO) define agroindústria como um segmento do setor manufatureiro que agrega valor às matérias primas por meio de processamento e beneficiamento. As agroindústrias são motores eficientes de crescimento e desenvolvimento devido aos seus efeitos multiplicadores na geração de empregos e agregação de valor (Silva *et al.*, 2009).

Considerando que as agroindústrias são tomadoras de diferentes valores de financiamento, optou-se por esse método econométrico, de forma a examinar o efeito dose do crédito do FNO e FNE sobre a variação no estoque de emprego e na produtividade das agroindústrias de acordo com o montante financiado. Essa abordagem é uma ampliação dos métodos que avaliam somente a participação, haja vista que não depende apenas de variável de tratamento binária e examina uma questão pouco explorada na literatura econômica, uma vez que maiores valores emprestados podem não trazer necessariamente os melhores resultados.

O diferencial deste artigo reside na adoção de estimador desenvolvido por Cerulli (2015), cuja função não exige a suposição de normalidade completa, diferentemente da versão proposta por Hirano e Imbens (2004), a qual utiliza de Escore de Propensão Generalizado (GPS) em um ambiente de tratamento contínuo.

Outro aspecto a favor dessa técnica econométrica consiste no fato das estimações considerarem as unidades sem tratamento, ou seja, agroindústrias que não obtiveram crédito (tratamento zero), não se limitando às agroindústrias tratadas, construindo uma abordagem dose-resposta contrafactual.

Com isso, pretende-se estimar o impacto do crédito subsidiado do FNE e FNO na variação do estoque de empregos e produtividade das agroindústrias localizadas nas regiões menos desenvolvidas.

2.1 Estimação

A abordagem metodológica de Cerrulli (2015) parte da regressão ajustada proposta por Wooldridge (1997; 2003; 2010) para um ambiente de tratamento contínuo, conforme equação abaixo:

$$y_i = \mu_0 + w_i ATE + x_i \delta_0 + w_i(x_i - x)\delta + w_i \cdot (h(l_i) - \bar{h})n_i \quad (1)$$

Onde $n_i = e_{0i} + w_i \cdot (e_{1i} - e_{0i})$. ATE (*Average Treatment Effect*) é o efeito médio de tratamento incondicional, x_i é um conjunto de variáveis de controle, $h(l_i)$ é a função resposta de y_i para a intensidade de tratamento l_i (igual a zero quando $w_i = 0$), μ_0 , δ e δ_0 são parâmetros e $\bar{h}$ é a média da função resposta $h(l_i)$.

Destaca-se, ainda, que o método emprega uma intensidade de tratamento redimensionada, obtida da seguinte forma:

$$l_i = level_i / \max(level_i) * 100 \quad (2)$$

Onde $level_i$ é o valor total financiado (FNE e FNO) i , cujos valores foram atualizados em preços reais de 2021, valendo-se do Índice Nacional de Preços (INPC).

A variável contínua representa a intensidade do tratamento (l). Ou seja, o montante financiado por cada fundo (FNE e FNO), considerando a variável *dummy* (w) que define quando a agroindústria é considerada tratada. Os efeitos médios do tratamento (ATE) foram estimados considerando as agroindústrias que receberam crédito dos fundos (FNE e FNO) e aquelas que não receberam crédito. Em outras palavras, foram estimados ATE para cada nível de dose (montante financiado), considerando todas as agroindústrias (tratadas e não tratadas).

As variáveis de resultado deste artigo, utilizadas para capturar os impactos do crédito subsidiado, cujas estimações foram realizadas separadamente para cada fundo (FNE e FNO), são: variação no estoque de empregos e na produtividade das empresas (salário médio).

Em sintonia com o estudo de Oliveira *et al.* (2019) sobre fundos constitucionais, foram utilizadas as seguintes variáveis de controle das agroindústrias:

1. *Idade média*: define a idade média dos funcionários vinculados à agroindústria, considerando todos os funcionários com vínculo ativo em 31.12.
2. *Sexo dos trabalhadores*: masculino ou feminino.
3. *Porte das agroindústrias*: micro, pequena, média e grande agroindústria.
4. *Nível de qualificação*: define o nível de escolaridade do conjunto de funcionários de uma agroindústria. Trata-se de um conjunto de 6 variáveis que identificam a proporção dos funcionários nos seguintes níveis de escolaridade: analfabeto, fundamental incompleto, fundamental completo, ensino médio completo, superior completo e pós-graduação.

Para categorizar o porte das agroindústrias, utilizou-se a classificação do Sebrae e Dieese (2013) focada na ótica das indústrias. De acordo com essa classificação, o porte das agroindústrias é determinado pela quantidade de funcionários: microempresas têm até 19 empregados; pequenas empresas têm de 20 a 99 empregados; médias empresas têm de 100 a 499 empregados; e grandes empresas têm 500 ou mais empregados.

2.2 Fontes e estruturação da base de dados

Para viabilizar a análise dos efeitos do crédito subsidiado, em nível de firmas, de acordo com o porte das agroindústrias, foram obtidos os microdados da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) e das empresas beneficiadas pelo FNE e FNO.

Os dados identificados da RAIS, contendo informações do Cadastro Nacional da Pessoa Jurídica (CNPJ), foram obtidos mediante acordo junto à Secretaria Especial de Previdência e Trabalho, vinculada ao Ministério da Economia, conforme estabelecido pelo Decreto 10.046, de 9 de outubro de 2019. As informações da RAIS são divididas em dois conjuntos de dados: o primeiro abrange informações relativas aos estabelecimentos, enquanto o segundo compreende os vínculos dos funcionários associados a esses estabelecimentos.

Considerando o extenso volume de dados da RAIS, foi realizado processo de tratamento e seleção utilizando a Classificação Nacional de Atividades Econômicas (CNAE 2.0) para filtrar as agroindústrias. Esse procedimento resultou em aproximadamente 1,89 milhão de estabelecimentos agroindustriais e 27,3 milhões de vínculos funcionais ativos em 31 de dezembro, abrangendo o período entre 2013 e 2021.

Nesse procedimento, foram adotadas as diretrizes do estudo de Favro e Alves (2020), que revisou a literatura sobre a definição de agroindústria. Esse estudo utilizou as normas de classificação de atividades econômicas no Brasil, com base na última versão da CNAE 2.0, oficialmente adotada pelo Sistema Estatístico Nacional e pelos órgãos federais.

Além disso, os dados da RAIS foram agregados em nível de agroindústria. Especificamente, foram consideradas as seguintes variáveis relacionadas aos funcionários com vínculo ativo em 31.12: i) idade média e proporção de funcionários por grau de instrução; ii) salário médio em termos reais de 2021, ajustados pelo INPC, excluindo as observações com saldo zerado.

Quanto aos microdados identificados das empresas que obtiveram crédito do FNE e FNO, estes foram adquiridos por meio da Plataforma Integrada de Acesso à Informação. As bases das operações do FNE, entre 2013 e 2021, foram consolidadas, totalizando 228.664 empresas. Quanto ao FNO, no mesmo período, foram 35.108 empresas.

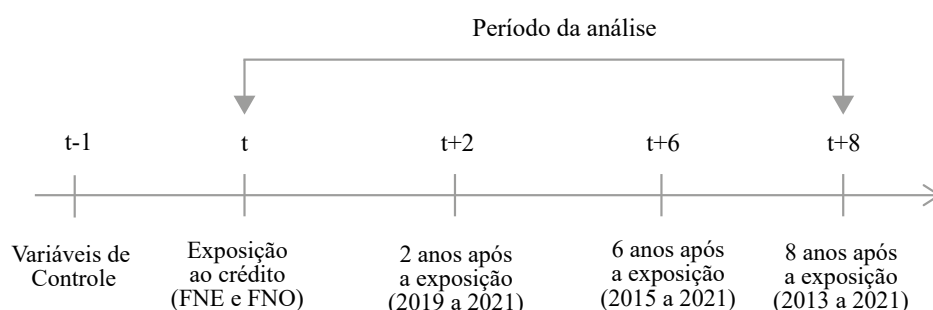
Dado que o CNPJ está presente em ambas as bases, procedeu-se à junção da base da RAIS com os dados das operações de crédito do FNE e FNO, considerando as observações entre 2013 e 2021. Esse processo foi realizado utilizando o pacote *dplyr* no software RStudio para cada fundo, resultando em 164.784 observações na Região Nordeste (FNE) e 36.002 observações na Região Norte (FNO) no nível de agroindústrias.

Posteriormente, procedeu-se à formação dos grupos (tratamento e controle) para a análise da variável contínua de acordo com a dosagem do valor do financiamento, considerando as agroindústrias com informações disponíveis capazes de capturar a variação do estoque de empregos e produtividade para cada intervalo de análise do estudo.

Com isso, o grupo de tratamento considerou as agroindústrias que tiveram crédito (FNO e FNE) no primeiro ano do intervalo, ao passo que o grupo de controle consiste nas agroindústrias que nunca receberam crédito dos fundos nos intervalos de análise. Por último, os dados agregados das agroindústrias foram estruturados na forma de painel e agrupados separadamente para cada fundo (FNE e FNO).

As estimações foram realizadas para vários períodos após o recebimento do crédito pelas agroindústrias, de forma a capturar o efeito dose-resposta ao longo do tempo. Diante disso, o período de análise do estudo para cada fundo (FNE e FNO) foi estruturado na forma da linha do tempo abaixo, conforme Figura 1:

Figura 1 – FNE e FNO - Linha do tempo do modelo econométrico



Fonte: Elaborado pelos autores.

Na linha do tempo, o t refere-se ao ano da concessão do crédito e à janela de tempo adotada para análise da função dose-resposta, considerando 2 (dois), 6 (seis) e 8 (oito) anos após a exposição do crédito (FNO e FNE), o que corresponde aos intervalos 2019 a 2021, 2015 a 2021 e 2013 a 2021, respectivamente, de forma a capturar a variação no estoque de empregos e na produtividade das agroindústrias.

3 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Nesta seção são apresentados os efeitos dose-resposta sobre a variação no estoque de empregos e na produtividade das agroindústrias após 2 (dois), 6 (seis) e 8 (oito) anos da exposição do crédito do FNE e FNO para os diferentes portes de agroindústrias. Considerando que os fundos são administrados por instituições financeiras diferentes e aplicados em regiões distintas, as estimações foram segmentadas para cada fundo (FNE e FNO), de forma a reduzir o grau de heterogeneidade

entre as agroindústrias tratadas e aquelas não tratadas (grupo de controle) e permitir maior robustez aos resultados.

A intensidade da dose é representada por valores obtidos por meio da fórmula de normalização da Equação 2, sendo calculada separadamente para cada fundo (FNE e FNO), por porte de agroindústrias e nos intervalos de análise. A dose-resposta estimada utiliza uma função polinomial de grau três para interpolação.

No eixo horizontal, a função dose-resposta representa a intensidade do tratamento, medida pelo montante dos valores de crédito concedidos às agroindústrias, devidamente normalizado no intervalo $[0, 100]$. O eixo vertical apresenta a função dose-resposta propriamente dita, isto é, o efeito médio do tratamento associado a cada nível específico de dose, expresso como a variação média no estoque de empregos ou na produtividade das firmas em relação ao contrafactual de não exposição ao crédito. Assim, cada ponto da curva indica o efeito médio causal estimado para um dado nível de financiamento. As linhas pontilhadas correspondem ao intervalo de confiança. Até que essas linhas ultrapassem o valor zero, o efeito médio estimado não é estatisticamente significativo ao nível de confiança de 95%.

O foco na interpretação dos resultados nas funções dose-resposta consiste nos intervalos de confiança e sua significância diante da magnitude dos valores financiados. Foram realizadas estatísticas descritivas para cada fundo (FNE e FNO), segmentadas pelos intervalos de análise, considerando as agroindústrias tratadas e aquelas sem tratamento (grupo de controle), cujos resultados estão no Apêndice A.

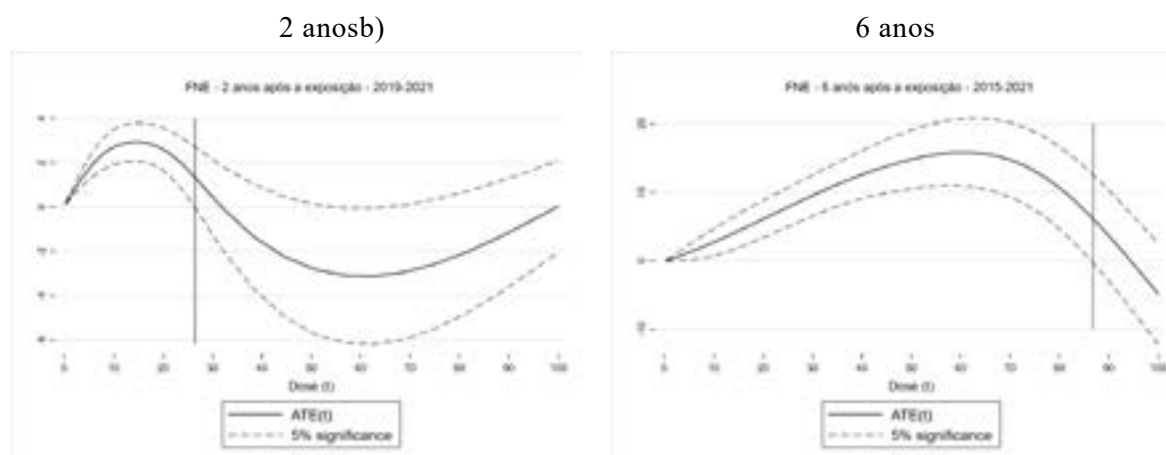
Considerando todos os portes de agroindústrias no FNE, observa-se 492, 460 e 772 agroindústrias tratadas após 2 (dois), 6 (seis) e 8 (oito) anos de exposição ao crédito, respectivamente, cujos valores financiados variam entre R\$ 4,07 mil e R\$ 605,4 milhões. Quanto ao FNO, observa-se 47, 61 e 110 agroindústrias tratadas após 2 (dois), 6 (seis) e 8 (oito) anos de exposição do crédito, respectivamente, cujos valores financiados variam entre R\$ 6,97 mil e R\$ 221,8 milhões.

3.1 Crédito do FNE sobre a geração de emprego

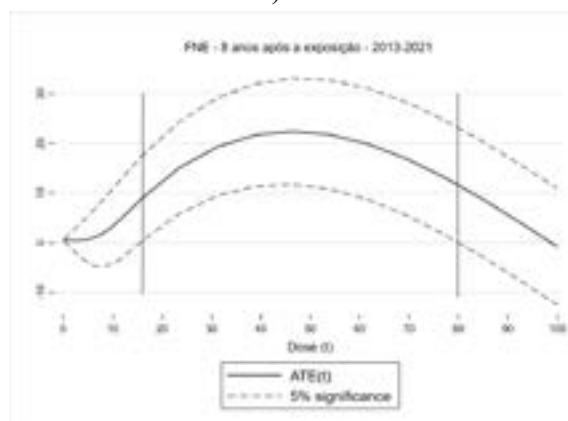
Quanto ao recorte todos os portes de agroindústrias, há efeito médio positivo e significativo até cerca de $l = 27$ (até R\$ 14,4 milhões) na variação do emprego após 2 anos de exposição ao FNE (Figura 2, painel “a”). Após essa magnitude, não há efeitos médios positivos e significativos.

Após 6 (seis) anos de exposição do crédito do FNE, a alocação ideal é financiar até $= 87$ (cerca de R\$ 23,1 milhões). Ou seja, financiar acima de $= 87$ não produz efeitos de adicionalidade no emprego (Figura 2, painel “b”). Após 8 (oito) anos da exposição ao FNE, observa-se efeito médio positivo significativo, tendo os efeitos maximizados no emprego na dose intermediária entre $= 15$ e $= 80$ (Figura 2, painel “c”).

Figura 2 – FNE - Todos os portes de agroindústrias – variação percentual no emprego



c) 8 anos



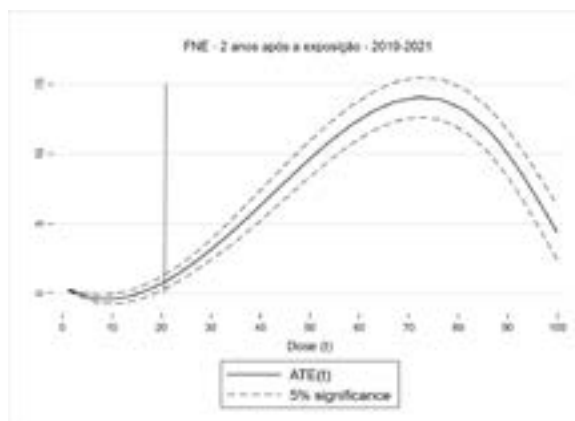
Fonte: Elaborado pelos autores.

Quanto às micro e pequenas agroindústrias, há efeitos médios positivos e significativos no emprego após 2 (anos), 6 (anos) e 8 (anos) da exposição ao FNE (Figura 3). Após 2 (dois) anos de exposição ao FNE, há efeito médio positivo e significativo nos valores financiados relativamente pequenos (a partir de R\$ 11,6 mil), tendo o efeito na adicionalidade no emprego maximizado a partir de $l = 20$ (Figura 3, painel “a”).

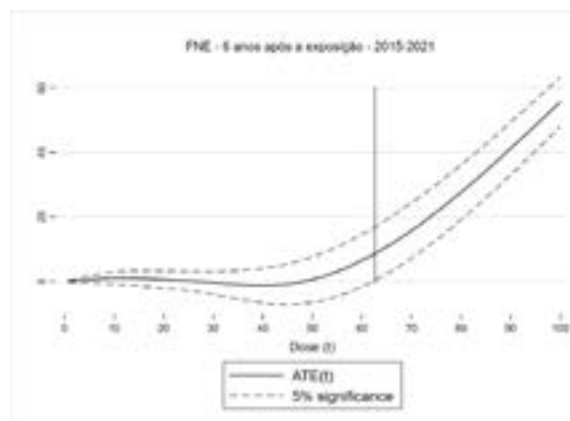
Destacam-se efeitos médios positivos e significativos sobre a variação no emprego quando os valores financiados são relativamente pequenos (a partir de R\$ 68 mil), observando-se uma dinâmica semelhante para valores mais elevados, após 6 (seis) e 8 (oito) anos de exposição do crédito do FNE (Figura 3, painéis “b” e “c”, respectivamente). A princípio, espera-se um impacto maior para empréstimos oriundos da liberação de montantes relativamente menores, em consonância com o estudo de Oliveira *et al.* 2019 . Contudo, a liberação de montantes mais significativos apresentou impactos maiores ao longo do tempo. Isso indica que créditos maiores precisam de um tempo de maturação maior no contexto de micro e pequenas agroindústrias que tomam crédito via FNE. Esses efeitos persistentes e heterogêneos ao longo do tempo para montantes maiores, ou seja, nas doses intermediárias, com efeito positivo no crescimento no emprego, corrobora com os achados no estudo de Cerulli *et al.* 2022.

Figura 3 – FNE – Micro e pequenas agroindústrias – variação percentual no emprego

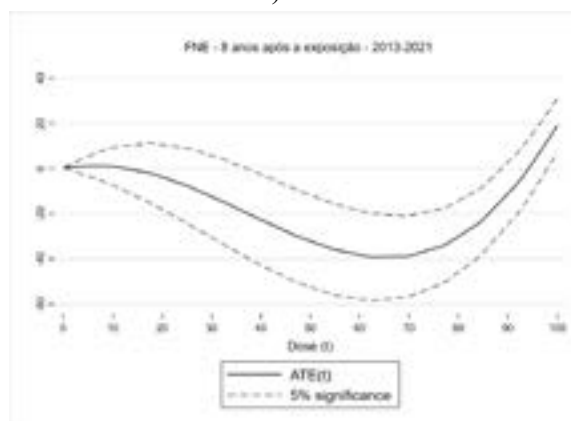
2 anos b)



6 anos



c) 8 anos

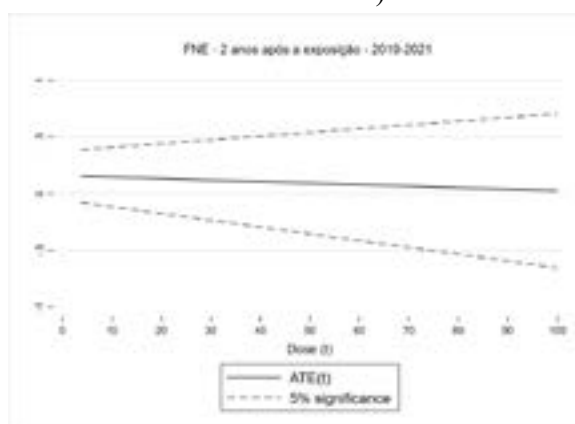


Fonte: Elaborado pelos autores.

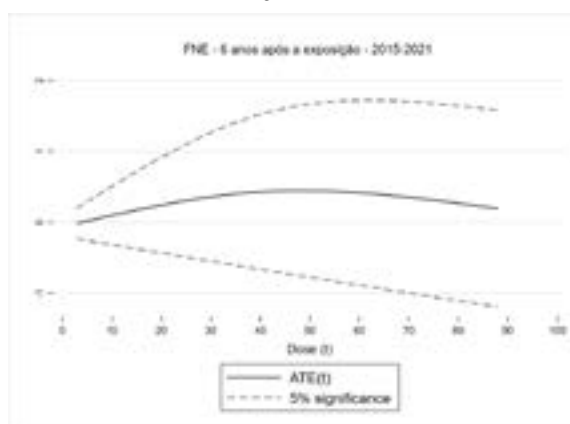
Diferentemente das micro e pequenas agroindústrias, não há efeito médio positivo e significativo na variação do emprego nas médias e grandes agroindústrias após a exposição ao FNE nos intervalos de análise e em todas as doses de intensidade (Figura 4, painéis “a”, “b” e “c”).

Figura 4 – FNE – Médias e grandes agroindústrias – variação percentual no emprego

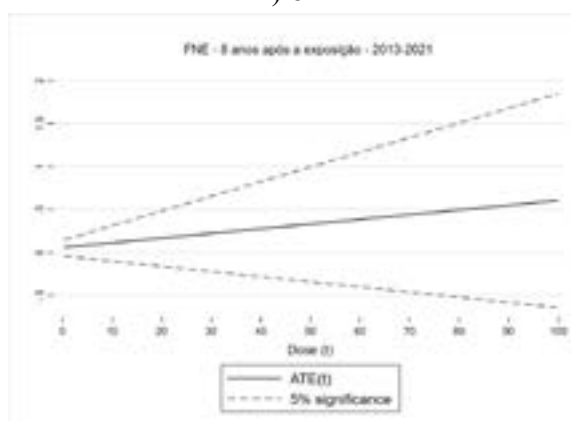
2 anos b)



6 anos



c) 8 anos



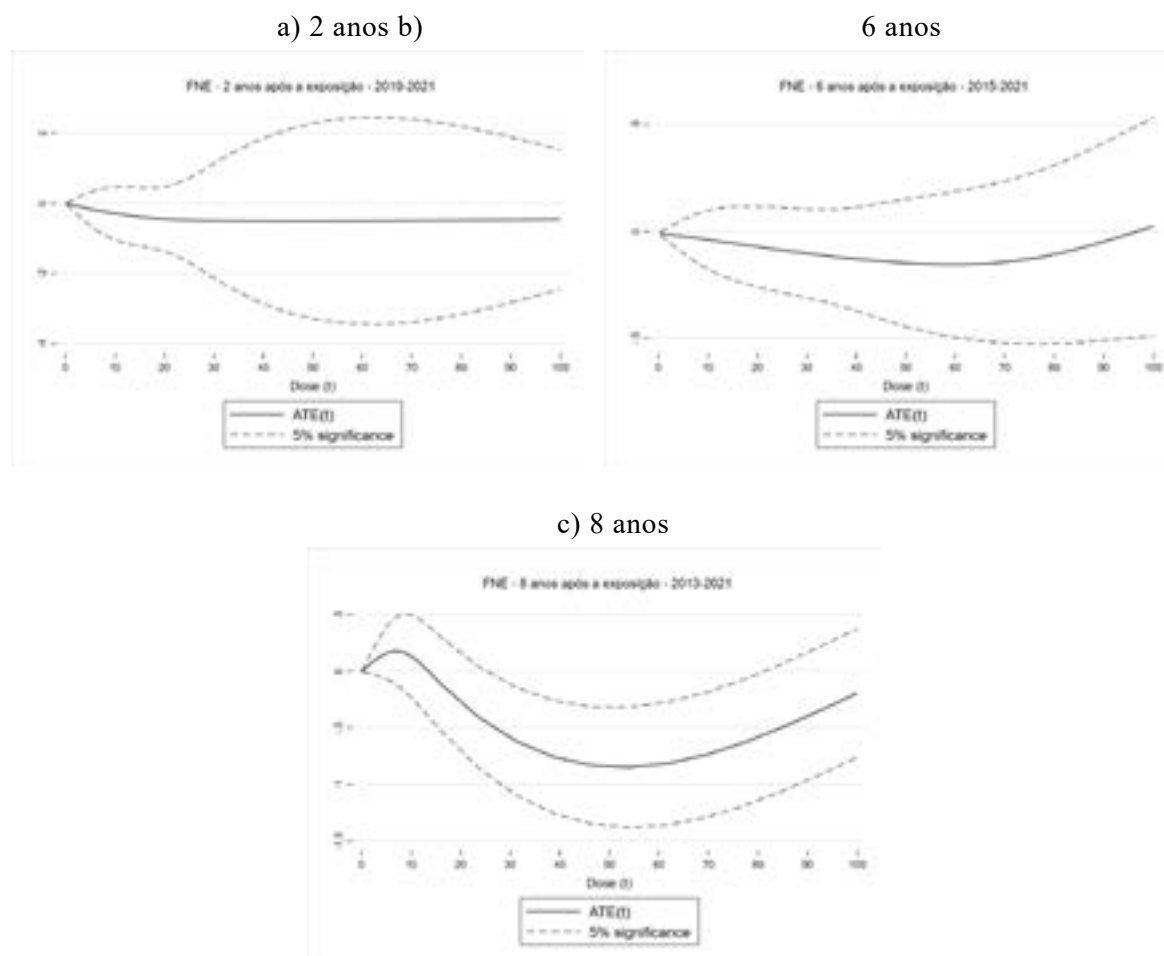
Fonte: Elaborado pelos autores.

3.2 Crédito do FNE sobre a produtividade do trabalho

A relação entre a produtividade do trabalho e o salário é amplamente difundida na literatura econômica. A utilização da variável salário médio como *proxy* de produtividade para as agroindústrias está ancorada com a finalidade dos fundos constitucionais de reduzir as desigualdades regionais econômicas e sociais por meio da geração de renda.

Em contraste aos resultados observados no emprego para todos os portes de agroindústrias, não há efeitos médios positivos e significativos após a exposição ao FNE na produtividade do trabalho. A ausência de efeito significativo na produtividade do trabalho é revelada em todos os intervalos de análise e magnitudes de doses no recorte todos os portes de agroindústrias (Figura 5, painéis “a”, “b” e “c”).

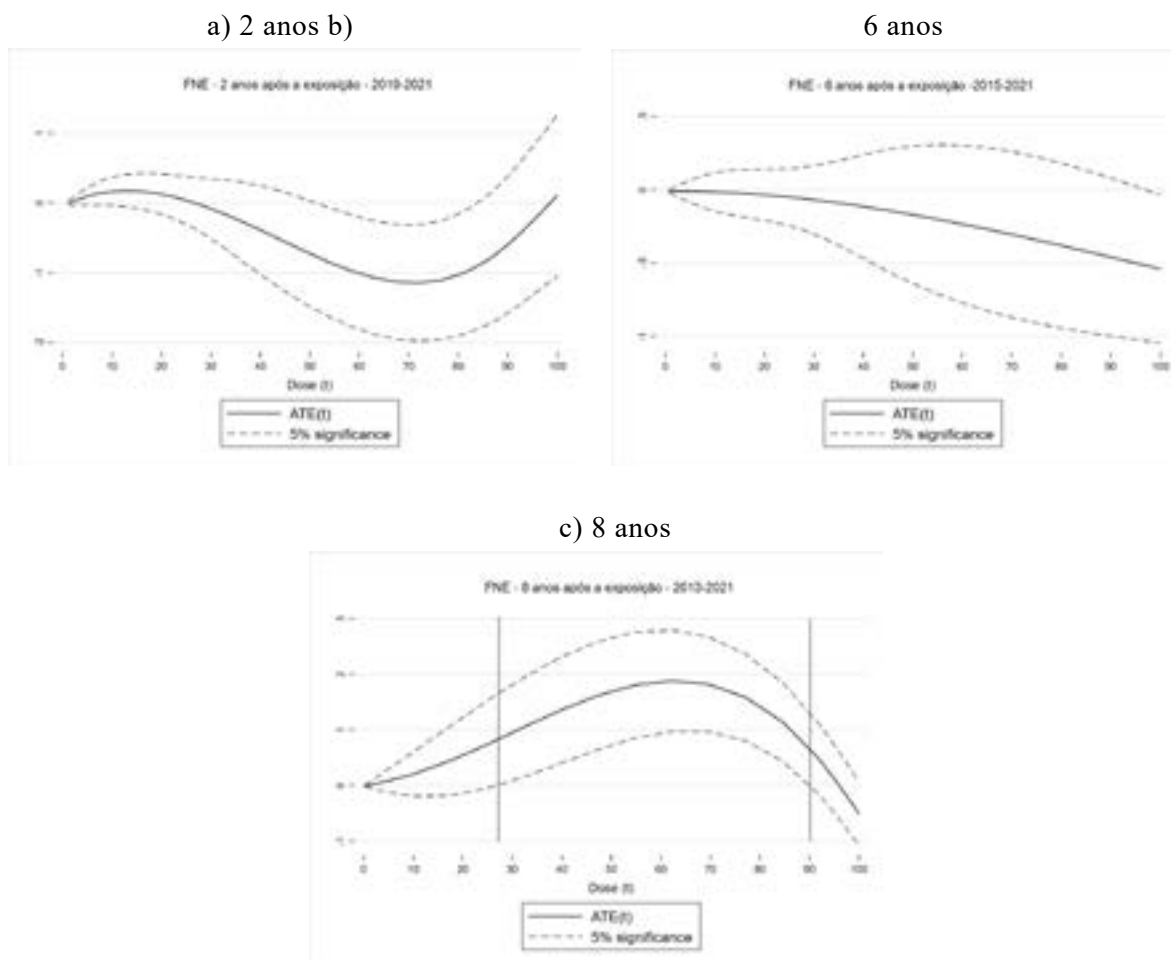
Figura 5 – FNE - Todos os portes de agroindústrias – variação percentual na produtividade do trabalho



Fonte: Elaborado pelos autores.

Quanto às micro e pequenas agroindústrias, não há efeito médio positivo e significativo na produtividade do trabalho em todas as magnitudes de doses após 2 (dois) e 6 (seis) anos de exposição ao FNE (Figura 6, painéis “a” e “b”). Em contrapartida, revelam-se efeitos médios positivos e significativos na produtividade do trabalho após 8 anos de exposição ao FNE, reforçando o fato de que crédito maiores precisam de maior tempo de maturação no contexto das micros e pequenas agroindústrias que tomam crédito via FNE. Após 8 (oito) anos de exposição ao FNE, a alocação ideal situa-se em torno de $l = 27$ e $l = 90$ (Figura 6, painel “c”). Esses efeitos não lineares e persistentes ao longo do tempo, com efeito positivo no crescimento do emprego, situando-se nas doses intermediárias, encontra-se em alinhamento com o estudo de Cerulli *et al.* 2022.

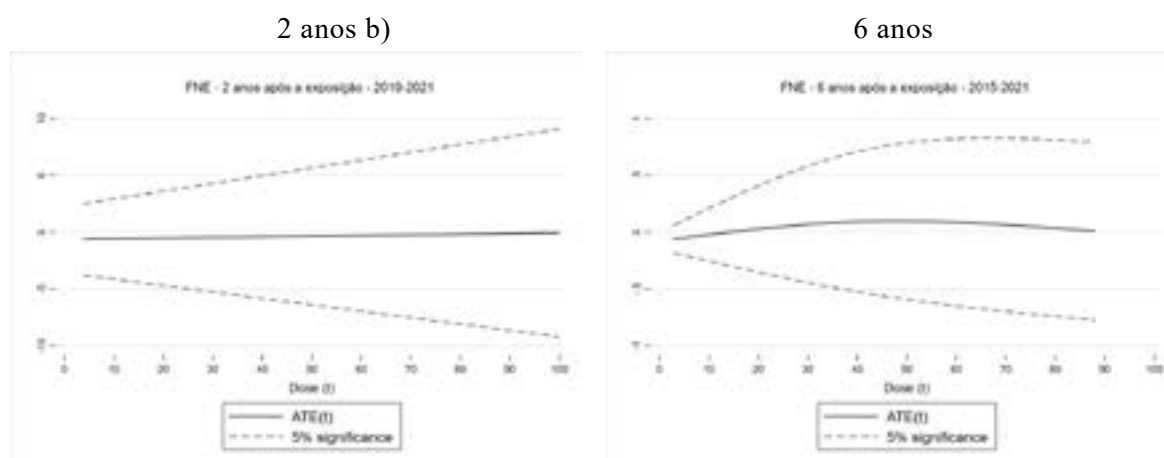
Figura 6 – FNE – Micro e pequenas agroindústrias – variação percentual na produtividade do trabalho



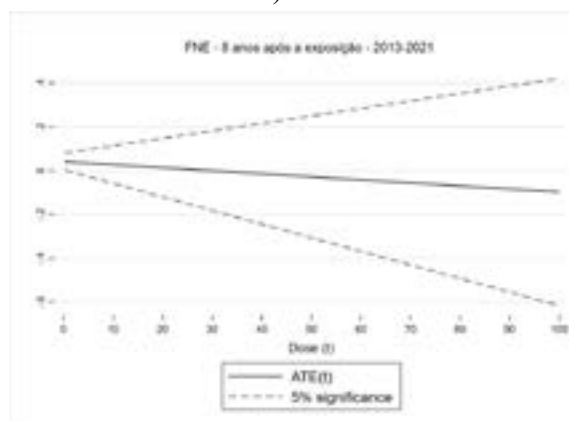
Fonte: Elaborado pelos autores.

Diferentemente das micro e pequenas agroindústrias e similar aos resultados evidenciados no emprego, não há efeito médio positivo e significativo na variação da produtividade do trabalho após a exposição ao FNE junto às médias e grandes agroindústrias em todos os intervalos de tempo e doses de intensidade (Figura 7, painéis “a”, “b” e “c”).

Figura 7 – FNE – Médias e grandes agroindústrias – variação percentual na produtividade do trabalho



c) 8 anos



Fonte: Elaborado pelos autores.

Tais resultados corroboram estudos que apontam que o crédito do FNE teve impactos positivos na geração de empregos e na produtividade das empresas beneficiadas, com destaque para o setor da construção civil (Cunha Júnior, 2020). Contudo, os resultados indicam que esse efeito é heterogêneo e é verificado de forma consistente somente no seguimento de micro e pequenas empresas.

Sob as estimativas dose-resposta, os impactos médios não são lineares após a exposição dos fundos constitucionais. O montante de crédito subsidiado é um elemento central na criação de empregos e na melhoria da produtividade das empresas beneficiadas (Oliveira *et al.*, 2019; Daniel; Braga, 2025).

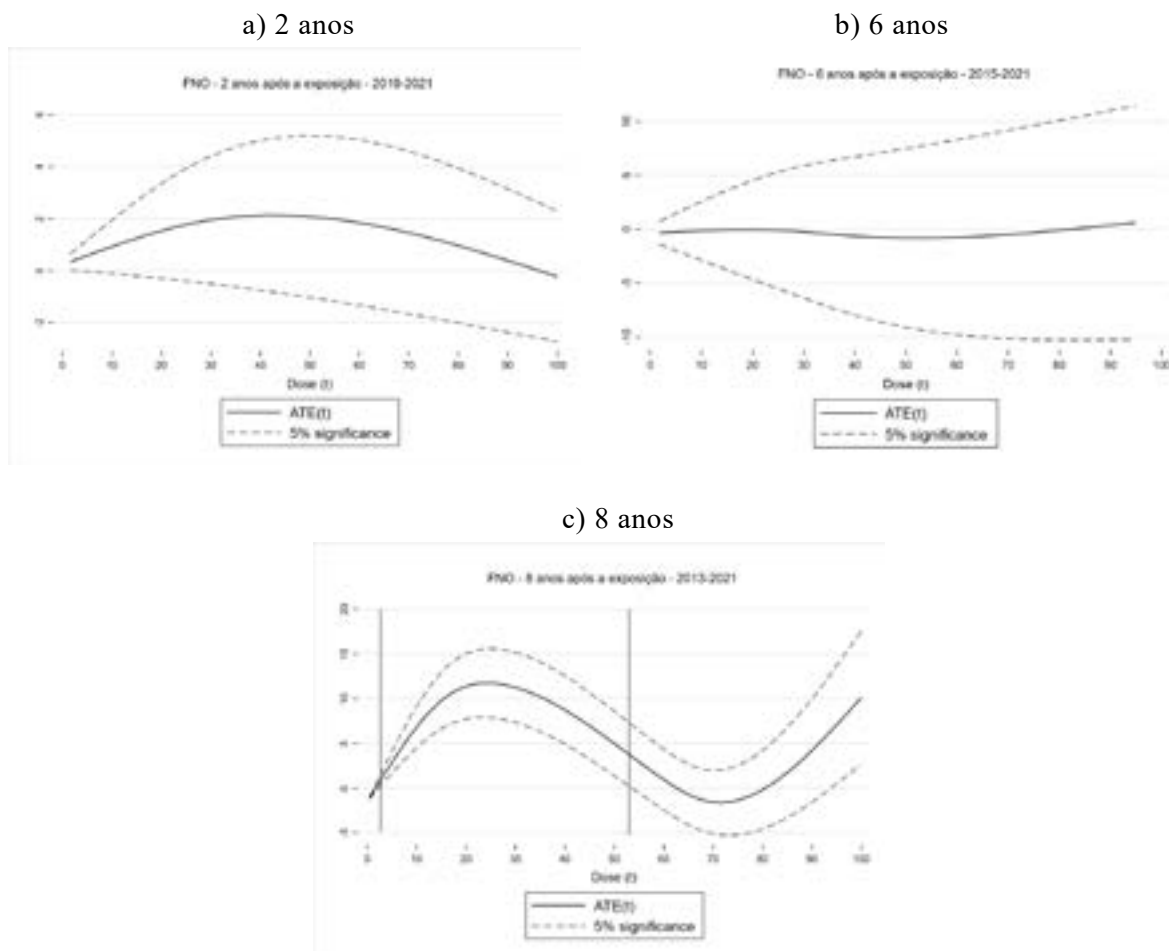
Na perspectiva das micro e pequenas agroindústrias, diferentemente dos resultados evidenciados nas médias e grandes empresas, há impactos positivos e significativos na geração de empregos e na produtividade do trabalho, a depender da magnitude dos valores financiados e do período de exposição. Esses resultados estão alinhados com a literatura quanto aos efeitos não lineares dos fundos regionais públicos na geração de emprego (Cerulli *et al.*, 2022). Além disso, confirmam os impactos positivos na geração de empregos e salário médio consideravelmente superior nas micro e pequenas empresas, tendo um nível ótimo para maximizar os impactos no estoque de emprego após a exposição ao FNE (UFV, 2023). Em particular, destaca-se que os subsídios governamentais direcionados às MPEs impulsionam a criação dos empregos e estimulam o crescimento econômico (Denes *et al.*, 2021) which determine small firms' eligibility for federal subsidies, and exploit randomness in the timing of size standard changes across industries following the Small Business Jobs Act of 2010. We find that size standards have increased considerably over the past decade, leading to a crowding out of the smallest firms, as reflected by lower shares of small businesses in employment and payroll. Consequently, business dynamism, measured by establishment expansions and contractions, declines. Furthermore, employment growth decreases, wages drop, and displaced workers become unemployed. We provide microlevel evidence from large government subsidy programs, including procurement contracts, guaranteed credit, and the Paycheck Protection Program, that the allocation of subsidies to the smallest firms has declined. Overall, we provide causal estimates that small business subsidies support job creation and economic growth.", "language": "en", "source": "Zotero", "title": "Does Size Matter? The Real Effects of Subsidizing Small Firms", "author": [{"family": "Denes", "given": "Matthew"}, {"family": "Duchin", "given": "Ran"}, {"family": "Hackney", "given": "John"}]}, "schema": "https://github.com/citation-style-language/schema/raw/master/csl-citation.json"} , notadamente em cenários de adversidades econômicas (Cerulli; Ventura, 2021).

3.3 Crédito do FNO sobre a geração de emprego

Quanto ao recorte todos os portes de agroindústrias no FNO, os resultados apontam que não há efeito médio positivo e significativo após 2 (dois) e 6 (seis) anos de exposição ao FNO (Figura 8, painéis “a” e “b”), diferentemente das estimativas observadas do FNE, cujos resultados

evidenciaram efeitos positivos e significativos no emprego em todos os intervalos de análise, a depender da magnitude da dose. Em contrapartida, há efeito médio positivo e significativo, tendo os efeitos maximizados no emprego na dose intermediária entre $l = 3$ (a partir de R\$ 1,1 milhão) e $l = 53$ na variação do emprego após 8 (oito) anos de exposição ao FNO (Figura 8, painel “c”). Em comparação com o FNE, as empresas que são atendidas pelo FNO aparentam ter um tempo de maturação do crédito maior em termos de geração de emprego.

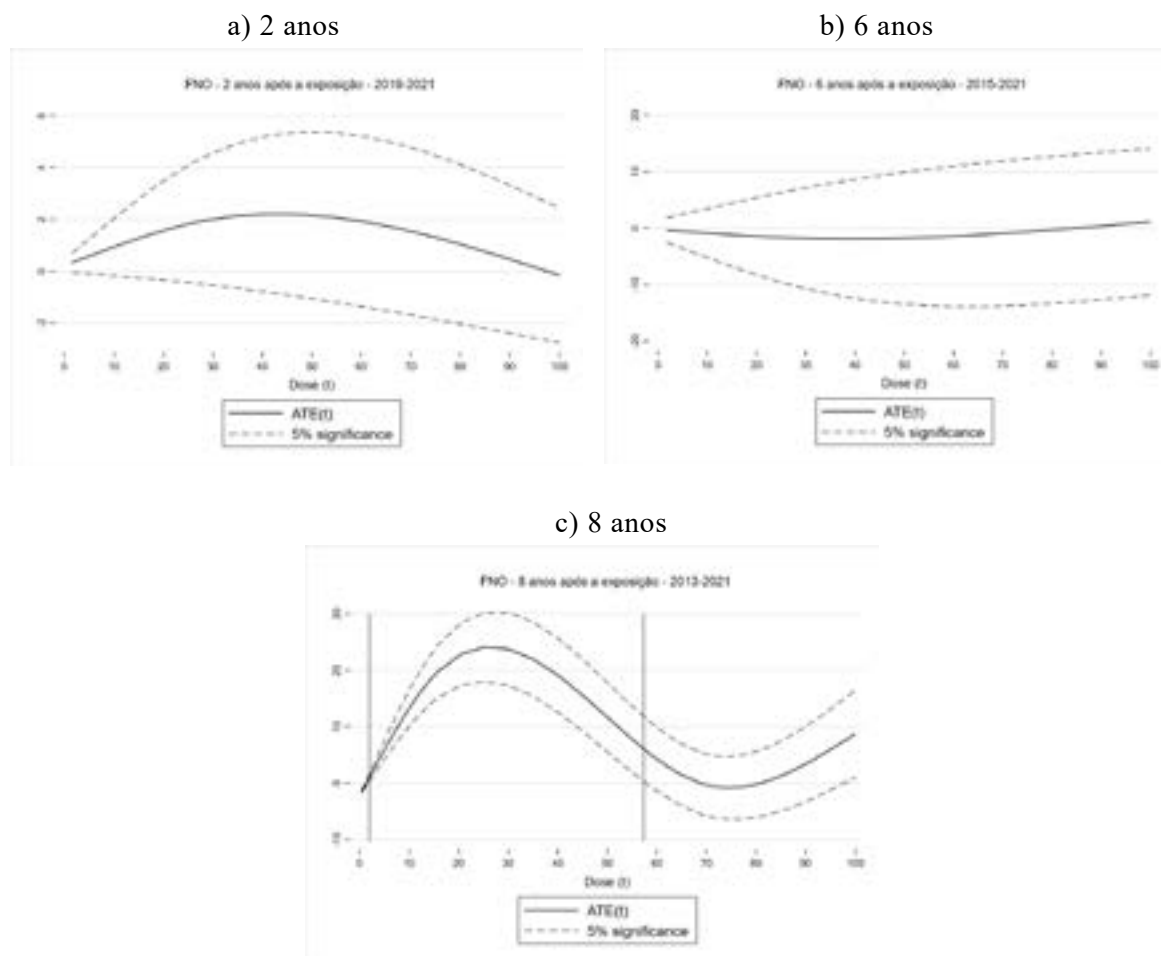
Figura 8 – FNO - Todos os portes de agroindústrias – variação percentual no emprego



Fonte: Elaborado pelo autores.

Em relação às micro e pequenas agroindústrias, há efeitos médios positivos e significativos no emprego após 8 (oito) anos da exposição ao FNO. Os resultados apontam dose intermediária em prol da alocação ideal entre $l = 3$ e $l = 58$. Em outras palavras, equivale a financiar a partir de R\$ 633,3 mil para produzir efeitos de adicionalidade no emprego (Figura 9, painel “c”). Após 2 (dois) e 6 (seis) anos de exposição ao FNO, os resultados apontam que não há efeito médio positivo e significativo (Figura 9, painéis “a” e “b”), em contraste com os resultados observados no FNE.

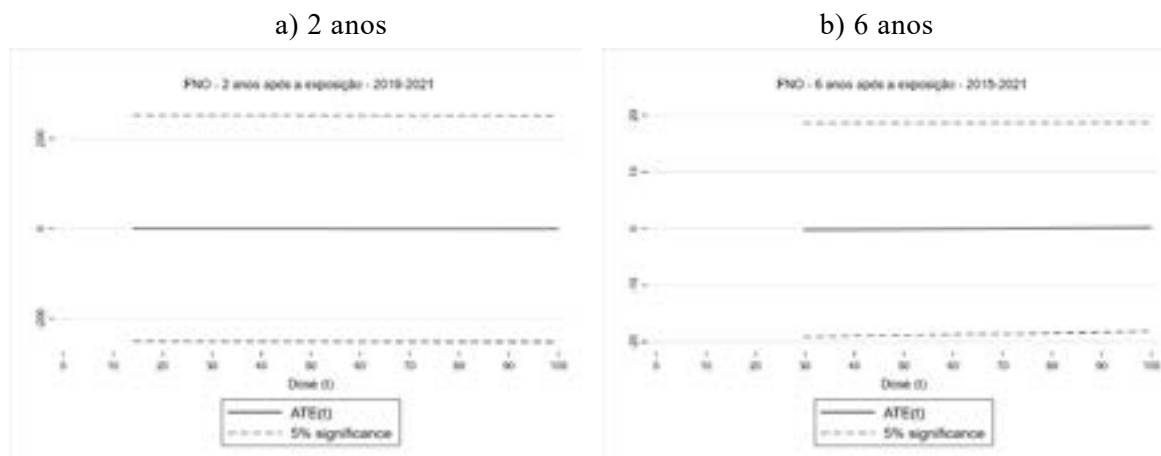
Figura 9 – FNO – Micro e pequenas agroindústrias – variação percentual no emprego



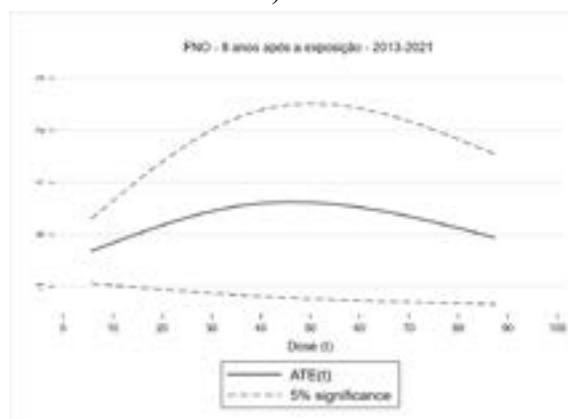
Fonte: Elaborado pelos autores.

De forma similar ao resultado do FNE, não há efeito médio positivo e significativo na variação do emprego após a exposição do crédito junto às médias e grandes empresas em todos os intervalos de tempo e magnitudes de doses (Figura 10, painéis “a”, “b” e “c”). As estimativas da função dose-resposta nas médias e grandes agroindústrias não são expostas em toda a faixa da dose em razão da limitação da quantidade de médias e grandes agroindústrias tratadas no FNO.

Figura 10 – FNO – Média e grande agroindústrias – variação percentual no emprego



c) 8 anos



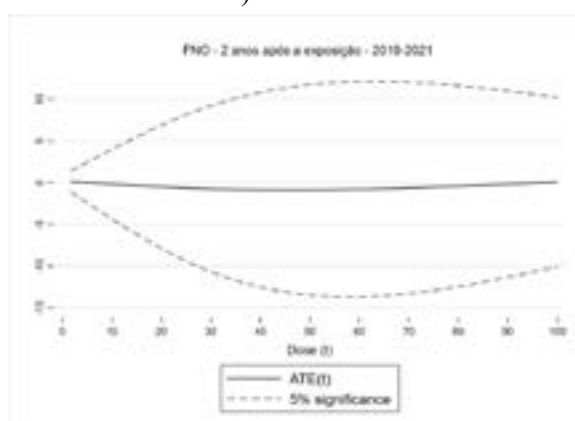
Fonte: Elaborado pelos autores.

3.4 Crédito do FNO sobre a produtividade do trabalho

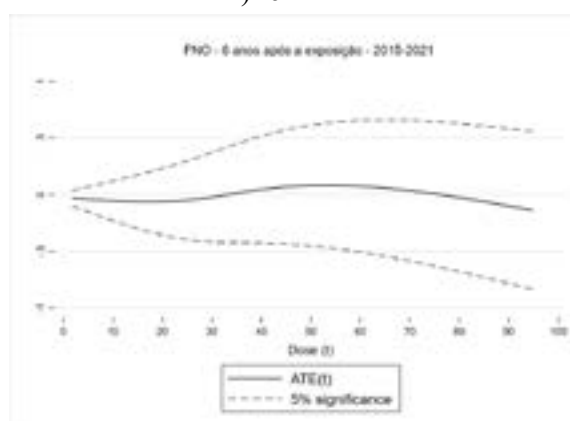
Em sintonia com os resultados observados no FNE para todos os portes de agroindústrias, não há efeitos médios positivos e significativos após a exposição ao FNO na variação da produtividade do trabalho. A ausência de efeito significativo na produtividade do trabalho é revelada em todos os intervalos de análise e magnitudes de doses no recorte todos os portes de agroindústrias (Figura 11, painéis “a”, “b” e “c”).

Figura 11 – FNO - Todos os portes de agroindústrias – variação percentual na produtividade do trabalho

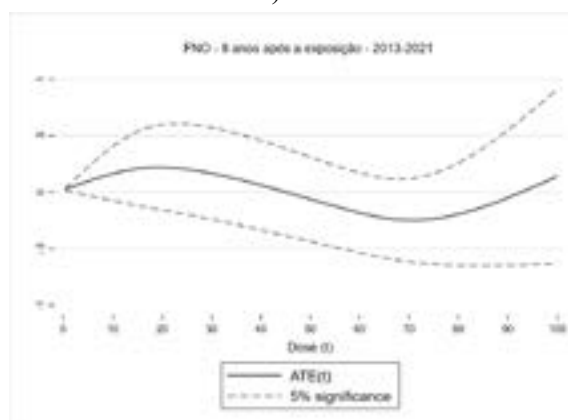
a) 2 anos



b) 6 anos



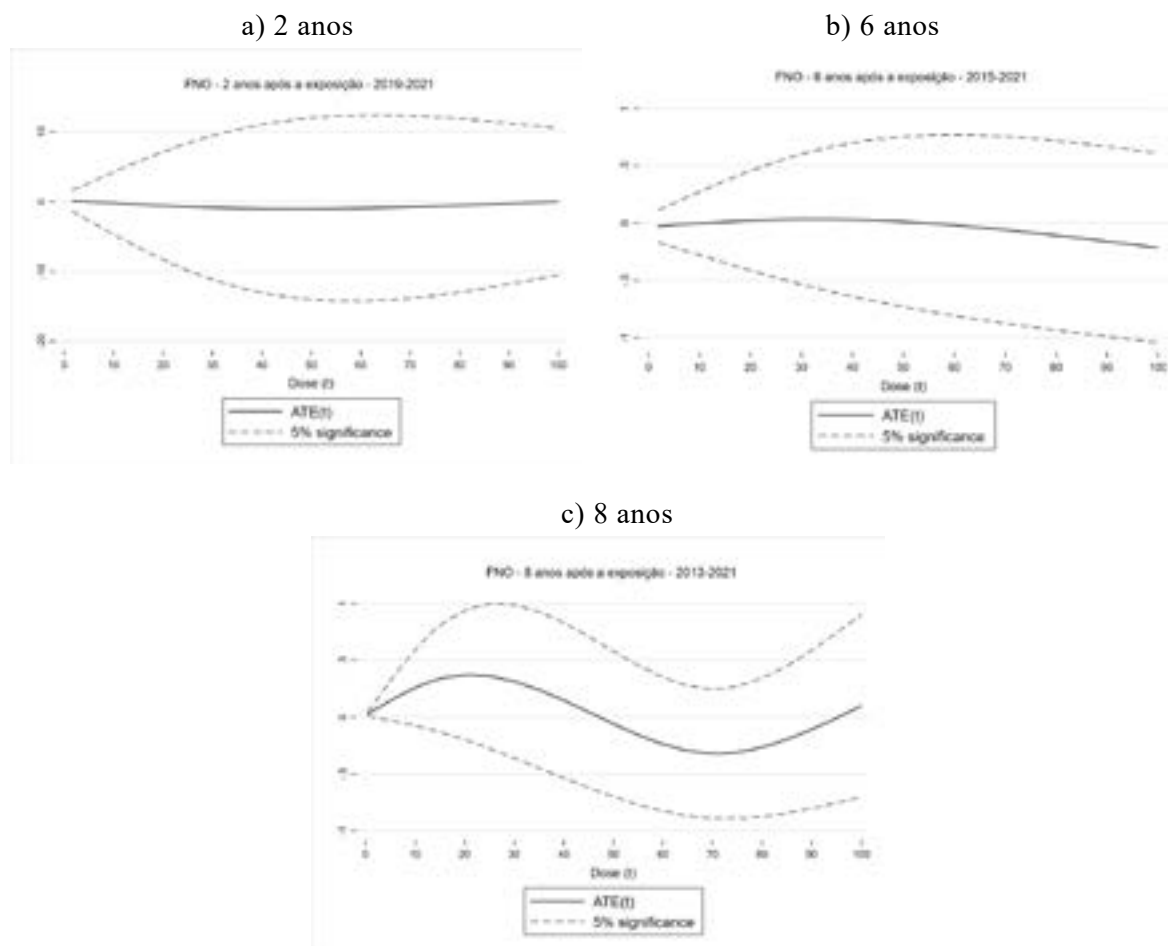
c) 8 anos



Fonte: Elaborado pelos autores.

Quanto às micro e pequenas agroindústrias, não há efeito médio positivo e significativo na produtividade do trabalho em todos os intervalos de análise e magnitudes de doses após a exposição ao FNO (Figura 12, painéis “a”, “b” e “c”). Esse resultado contrasta com as estimativas do FNE para a produtividade do trabalho nas MPes, visto que se observou resultado positivo e significativo após 8 anos de exposição ao crédito subsidiado.

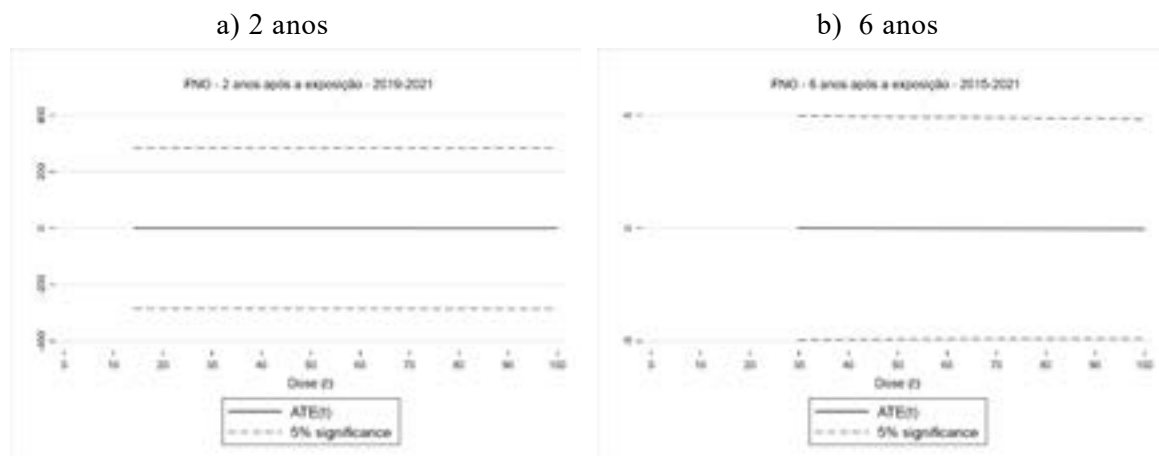
Figura 12 – FNO – Micro e pequenas Agroindústrias – variação percentual na produtividade do trabalho



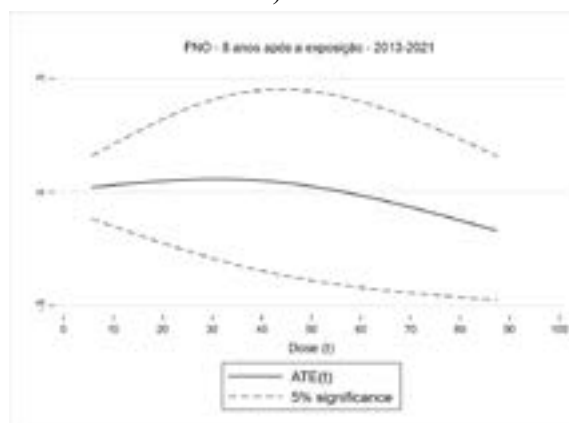
Fonte: Elaborado pelos autores.

Em sintonia com os resultados evidenciados no FNE, não há efeito médio positivo e significativo na variação da produtividade do trabalho após a exposição ao FNO em todos os intervalos de tempo e magnitudes de doses para as médias e grandes agroindústrias (Figura 13, painéis “a”, “b” e “c”).

Figura 13 – FNO – Médias e grandes agroindústrias – variação percentual na produtividade do trabalho



c) 8 anos



Fonte: Elaborado pelos autores.

Da forma similar aos resultados obtidos na variação do emprego, as estimativas não ocupam toda a faixa da dose em razão da limitação da quantidade de médias e grandes agroindústrias tratadas no FNO, justificado pela necessidade de buscar uma amostra contrafactual sólida para comparações plausíveis entre agroindústrias com características e portes semelhantes.

A ausência de efeitos médios positivos e significativos na variação da produtividade do trabalho, após a exposição ao FNO, encontram-se em consonância com a literatura quanto aos resultados insignificantes dos fundos constitucionais na produtividade das empresas (Oliveira *et al.*, 2019) e efeitos insignificantes no salário médio nas médias e grandes empresas do setor primário após a exposição ao FNO (Daniel; Braga, 2021).

Em contraponto ao resultado evidenciado no FNE, não há efeito médio positivo e significativo na produtividade do trabalho nas micro e pequenas agroindústrias em todos os intervalos de análise e magnitudes de doses após a exposição ao FNO. Esses resultados corroboram a literatura econômica quanto aos impactos não lineares dos fundos regionais públicos na geração de emprego (Cerulli *et al.*, 2022), aliado aos efeitos mistos dos empréstimos públicos sobre a produtividade de acordo com o tamanho das empresas (Dvouletý *et al.*, 2021).

Os resultados demonstrados neste artigo encontram-se em consonância com a literatura internacional, que evidencia os impactos positivos e persistentes dos programas de crédito público sobre o crescimento das MPEs (Bertoni *et al.*, 2018; Giuliadori *et al.*, 2018; Bertoni *et al.*, 2023). No contexto brasileiro, este entendimento é reforçado por estudos que demonstram os efeitos heterogêneos dos programas de crédito público, como o FNE e FNO, nas quais as micro e pequenas empresas despontam como vetores de geração de emprego e produtividade, enquanto médias e grandes empresas apresentam impactos menos expressivos (Daniel; Braga, 2021).

Em outras palavras, é fundamental que as políticas públicas de crédito priorizem as micro e pequenas empresas, que demonstram maior capacidade de geração de empregos e de dinamização das economias locais (Lopes; Macedo, 2023). Essa estratégia torna a alocação de recursos públicos mais eficiente, potencializando os impactos dos programas de crédito e assegurando que o crédito subsidiado contribua efetivamente para a inclusão produtiva, além de promover efeitos positivos sobre o emprego e a produtividade do trabalho.

4 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este artigo empreendeu uma análise ampla dos impactos do FNE e FNO na variação do estoque de empregos e na produtividade das agroindústrias localizadas nas Regiões Nordeste e Norte. O foco da investigação consistiu nos efeitos heterogêneos da magnitude dos valores financiados ao longo do tempo de acordo com o porte das agroindústrias. Sublinham-se os resultados das micro

e pequenas agroindústrias, que, diferentemente dos resultados evidenciados nas médias e grandes empresas, tiveram impactos positivos e significativos na geração de empregos. Esses efeitos foram observados tanto em relação ao FNE quanto ao FNO, a depender da dose e dos intervalos de exposição.

Em relação à produtividade do trabalho, há impactos positivos e significativos para o FNE após 8 (oito) anos da exposição junto às micro e pequenas agroindústrias e ausência de efeitos estatisticamente significativos no FNO, independentemente do porte das agroindústrias, dos intervalos de análise e da magnitude dos valores financiados. No FNE, a alocação ideal de recursos para produzir efeitos positivos e significativos na variação de emprego junto às micro e pequenas agroindústrias, após 2 (dois) anos de exposição, é financiar, no mínimo, cerca de R\$ 11,6 mil. Após 6 (seis) anos e 8 (oito) anos de exposição ao crédito do FNE, o valor mínimo financiado é de aproximadamente R\$ 68 mil. Em relação ao FNO, a alocação mais eficiente é financiar, no mínimo, cerca de R\$ 633,3 mil para produzir efeitos de adicionalidade no emprego, após 8 (oito) anos de exposição ao crédito junto às micro e pequenas agroindústrias. Após 2 (dois) e 6 (seis) anos de exposição ao FNO, os resultados apontam que não há efeito médio positivo e significativo sobre a variação no emprego.

Os achados indicam que o potencial de geração de empregos em agroindústrias é observado somente no recorte de micro e pequenas empresas em ambas as regiões. Dessa forma, os resultados agregados para todos os recortes são devido aos efeitos observados para as micro e pequenas empresas. Todavia, a liberação de crédito via FNE e FNO não gera, em termos gerais, um efeito relevante para os salários médios. A exceção fica para o caso do recorte das micros e pequenas agroindústrias após oito anos de exposição ao crédito do FNE.

Os resultados demonstram que os efeitos não são lineares após a exposição ao FNE e FNO, destacando a alocação mais eficiente na geração de empregos e na produtividade das empresas quando os recursos são direcionados às micro e pequenas agroindústrias. Aliado a isso, observou-se que financiar quantias maiores para uma única agroindústria não necessariamente implica resultados melhores na geração do emprego e na produtividade das agroindústrias.

Tais resultados indicam que as políticas de crédito regionais deveriam focar em micro e pequenas agroindústrias em detrimento de médias e grandes. Este estudo reforça que, por serem tipicamente mais restrita ao crédito, as MPEs dependem de recursos subsidiados para impulsionar a geração de empregos. Todavia, tal liberação de crédito teria um limite por conta dos efeitos não lineares observados. Em contraste, as médias e grandes empresas possuem acesso a fontes alternativas de financiamento, como o mercado de capitais, tornando o crédito subsidiado menos determinante para sua produtividade e capacidade de geração de empregos.

Dessa forma, uma política de crédito que leve em conta tais resultados heterogêneos em portes de agroindústrias pode contrabalancear o efeito de reprimarização da economia oriunda da produção agropecuária e contribuir para o desenvolvimento regional das Regiões Norte e Nordeste do Brasil.

O estudo apontou que o crédito do FNE e FNO pode contribuir de forma mais eficiente na redução das disparidades regionais no Norte e Nordeste, desde que haja maior participação das micro e pequenas agroindústrias nas contratações, considerando seu papel fundamental na criação de empregos e no desenvolvimento econômico. Além disso, evidenciou-se que, do ponto de vista da política pública, em que gastos excessivos não são vantajosos, surge a oportunidade para o governo ampliar e incentivar o acesso ao crédito para micro e pequenas empresas no sistema financeiro, com valores subsidiados menores do que aqueles destinados às grandes empresas, em consonância com os princípios de eficiência e universalidade.

Este artigo pode trazer contribuições relevantes para a compreensão do papel do Estado como minimizador das falhas de mercado e promotor do bem-estar social. Além disso, oferece *insights* pertinentes aos agentes financeiros para maximizar os efeitos da adicionalidade dos fundos cons-

titucionais, calibrando as doses dos financiamentos e considerando o papel proeminente das micro e pequenas agroindústrias como impulsionadoras da economia global.

Este estudo buscou elucidar os impactos econômicos do crédito do FNE e FNO, com foco nos efeitos dose dos valores financiados de acordo com o porte das agroindústrias, valendo-se de método estatístico na vanguarda do conhecimento. No entanto, é importante destacar as limitações da pesquisa quanto à ausência de microdados que tragam outras variáveis sociais e econômicas relevantes para o perfil das agroindústrias, como atuação em mercados exportadores, o tipo de matérias primas beneficiadas ou processadas, incluindo a produção de *commodities*.

Para futuras pesquisas, sugere-se a exploração de outros métodos estatísticos e a análise de diferentes programas de fundos regionais com recursos subsidiados, considerando diferentes formas de enquadramento dos portes das empresas, a exemplo do Faturamento Bruto Anual (FBA), além de examinar outros instrumentos que mitiguem as imperfeições de mercado.

REFERÊNCIAS

- AKURIBA, A. *et al.* Agro-industries as Anchors of Agribusiness. *Agribusiness for Economic Growth in Africa: Practical Models for Tackling Poverty*, p. 75-88, 2021.
- BERTONI, F.; COLOMBO, M.G; QUAS, A. **The effects of EU-funded guarantee instruments of the performance of small and medium enterprises: Evidence from France**. EIF Working Paper, 2018.
- BERTONI, F.; COLOMBO, M. G.; QUAS, A. The long-term effects of loan guarantees on SME performance. **Journal of Corporate Finance**, [s. l.], v. 80, p. 102408, 2023.
- BOGOVIZ, A. V. *et al.* (Eds.). Industry 4.0: Industrial Revolution of the 21st Century. *Studies in Systems, Decision and Control*. Cham: Springer International Publishing, 2019. v. 169p. 155–164.
- CERULLI, G. *ctreatreg*: Command for Fitting Dose–response Models under Exogenous and Endogenous Treatment. **The Stata Journal: Promoting communications on statistics and Stata**, v. 15, n. 4, p. 1019–1045, dez. 2015..
- CERULLI, G.; VENTURA, M. A dose–response approach to evaluate the effects of different levels of partial credit guarantees. **Applied Economics**, v. 53, n. 12, p. 1418–1434, 9 mar. 2021.
- CERULLI, G. *et al.* A dose–response evaluation of a regional R&D subsidies policy. **Economics of Innovation and New Technology**, v. 31, n. 3, p. 173–190, 3 abr. 2022.
- CEZARINO, L. O. *et al.* Diving into emerging economies bottleneck: Industry 4.0 and implications for circular economy. **Management Decision**, v. 59, n. 8, p. 1841–1862, 23 ago. 2021.
- CORRÊA, M. F.; FEIJÓ, C. Connecting financialisation and structural change: a critical appraisal regarding Brazil, **Cambridge Journal of Economics**, Volume 46, Issue 5, v. 46, n. 5, p. 1005–1024, 2022.
- CUNHA JÚNIOR, J. M. ENSAIOS SOBRE TRATAMENTO EM NÍVEIS. **Tese** (Doutorado em Economia). Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, 2020.
- DANIEL, L. P; BRAGA, M. J. Impactos do Fundo Constitucional de Financiamento do Norte: Evidências do Estimador de Diferenças em Diferenças. **Revista Planejamento e Políticas Públicas**, n. 55, p. 97–146, 25 jan. 2021.

DANIEL, L. P.; BRAGA, M. J. Impactos do Fundo Constitucional de Financiamento do Norte (FNO): evidências a partir dos efeitos Dose-Resposta. **Análise Econômica**, v. 40, n. 82, 2025.

DENES, M.; DUCHIN, R.; HACKNEY, J. **Does size matter? The real effects of subsidizing small firms**. Unpublished manuscript, 2021.

DVOULETÝ, O.; SRHOJ, S.; PANTEA, S. Public SME grants and firm performance in European Union: A systematic review of empirical evidence. **Small Business Economics**, v. 57, n. 1, p. 243–263, jun. 2021.

EÇA, J. P. A.; GOMES, M. DA C.; VALLE, M. R. DO. Estrutura de dívida e seus determinantes: uma análise das grandes indústrias brasileiras. **Revista Contemporânea de Contabilidade**, v. 19, n. 50, p. 143–160, 27 jan. 2022.

FAVRO, J.; ALVES, A. F. Agroindústria: delimitação conceitual para a economia brasileira. **Revista de Política Agrícola**, v. 29, n. 3, p. 19, 2020.

FREITAS, A. M. P.; CORCIOLI, G.; DA CRUZ, F. T. Retrato das Agroindústrias e dos Programas Governamentais de Apoio à Agroindústria Familiar no Brasil. **Revista de Economia e Agronegócio**, v. 20, n. 2, p. 1–21, 18 jan. 2023.

GIULIODORI, D. *et al.* **Finance Programs for SMEs, Access to Credit and Performance of Firms: Evidence from Argentina**, 2018.

HIRANO, K.; IMBENS, G. The propensity score with continuous treatments. In A. Gelman & X.-L. Meng (Eds.). **Applied Bayesian modeling and causal inference from incomplete-data perspectives**. Chichester: Wiley, 2004.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Sistemas de Contas Regionais: Brasil 2021**. 2023. Disponível em: https://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/livros/liv102045_informativo.pdf. Acesso em: 30 mai. 2024.

LOPES, G.; MACEDO, F. C. D. TD 2841 - Propostas de mudanças sobre os fundos constitucionais de financiamento e a desconfiguração progressiva dos instrumentos da política regional brasileira. **Texto para Discussão**, p. 1–75, 30 jan. 2023.

OLAOYE, O. A. Potentials of the Agro Industry towards Achieving Food Security in Nigeria and Other Sub-Saharan African Countries. **Journal of Food Security**, 33-41, 2014.

OLIVEIRA, G. R. *et al.* Micro-impacts of the Brazilian Regional Development Funds: Does lending size matter? **Review of Development Economics**, v.23, n.1, p. 293-313, fev. 2019.

PNUD – UNITED NATION DEVELOPMENT PROGRAMME. **Painel IDHM**. 2021. Disponível em: <https://www.undp.org/pt/brazil/desenvolvimento-humano/painel-idhm>. Acesso em: 30 mai. 2024.

SEBRAE - SERVIÇO BRASILEIRO DE APOIO ÀS MICRO E PEQUENAS EMPRESAS (Org.); DIEESE - DEPARTAMENTO INTERSINDICAL DE ESTATÍSTICA E ESTUDOS SOCIOECONÔMICOS. **Anuário do trabalho na micro e pequena empresa**. 6ª ed. Brasília - DF, 2013, 288 p.

SILVA, C. A. *et al.* (Ed.). **Agro-industries for development**. Cambridge: FAO, 2009. 278 p.

UFV – UNIVERSIDADE FEDERAL DE VIÇOSA. **Avaliação dos impactos econômicos e sociais decorrentes da aplicação dos recursos do Fundo Constitucional de Financiamento do Nordeste (FNE)**. Viçosa: UFRV, 2023. Disponível em: https://www.gov.br/sudene/pt-br/produto_10___sudene___correcoes.pdf. Acesso em: 13 jul. 2024.

WHITE, L.V; GOURLAY, D; AISBETT, E. Chapter 1.2 - Potential market failures inhibiting the development of a green hydrogen export industry. *In: Towards Hydrogen Infrastructure*, Elsevier, p. 39-58, 2024.

WOOLDRIDGE, J. M. On Two Stage Least Squares Estimation of the Average Treatment Effect in a Random Coefficient. Model. **Economics Letters** 56, p. 129–133, 1997.

_____. Further results on instrumental variables estimation of average treatment effects in the correlated random coefficient model. **Economics Letters**, v. 79, n. 2, p. 185–191, maio 2003.