

REN Revista Econômica do Nordeste

Volume 54 | Nº 04 | Outubro-Dezembro de 2023

ISSN impressa 0100-4956

ISSN eletrônica (on line) 2357-9226

4



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 | Anderson Aorivan da Cunha Possa | João Monteiro da Franca Neto | José Aldemir Freire | Thiago Alves Nogueira | Wanger Antônio de Alencar Rocha

ESCRITÓRIO TÉCNICO DE ESTUDOS ECONÔMICOS DO NORDESTE – ETENE

Revista Econômica do Nordeste – REN

Editor-Chefe:

Luiz Alberto Esteves

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 Péricles de Oliveira Carvalho, Universidade Federal de Alagoas
Prof.a Francisca Bettio, Università di Siena
Dr Gil Célio de Castro Cardoso, Universidade de Brasília

Editor Executivo:

Luciano Feijão Ximenes

Jornalista Responsável:

Deysse Lene Santos de Moura

Comitê Editorial:

Dr. Airton 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. Tibério Rômulo Romão Bernardo, 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

Indexação

Dare Database – Unesco (Paris, França), Public Affairs Information Service – PAIS (New York, EUA), Citas Latinoamericanas en Ciencias Sociales y Humanidades – Clase (Coyoacan, México), Portal de Periódicos CAPES.

Depósito legal na Biblioteca Nacional conforme a Lei N° 10.994
de 14 de dezembro de 2004

Revista Econômica do Nordeste, v. 54, n. 4, out./dez., 2023 – Fortaleza: Banco do
Nordeste do Brasil, 2022.

v. 50: 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

EXPORTAÇÕES FRUTÍCOLAS BRASILEIRAS E MUDANÇAS CLIMÁTICAS: EVIDÊNCIAS À LUZ DO MODELO GRAVITACIONAL

Brazilian fruit exports and climate change: evidence in the light of the gravitational model 8

ANÁLISE ESPACIAL DO CONSUMO DE ENERGIA ELÉTRICA NO CEARÁ: UM EXAME DESENVOLVIMENTISTA COM ESTRUTURAS VERTICAIS

Spatial analysis of electric energy consumption in Ceará: a developmental examination with vertical structures 28

DESIGUALDADE NOS GASTOS EM CONSUMO NO BRASIL: UMA ANÁLISE REGIONAL NO PERÍODO DE 2002 A 2018

Inequality in consumer spending in Brazil: a regional analysis from 2002 to 2018 51

DETERMINANTES DA DISPOSIÇÃO A PAGAR POR MEDIDAS DE BIOSSEGURANÇA: UMA ANÁLISE DO CENÁRIO DE PANDEMIA DE COVID-19

Determinants of willingness to pay for biosafety measures: a case study on Covid-19 pandemic 75

PERFIL DOS BENEFICIÁRIOS DO PROGRAMA BOLSA FAMÍLIA NO MEIO URBANO E RURAL DAS GRANDES REGIÕES BRASILEIRAS DE ACORDO COM A PNAD CONTÍNUA DE 2019

Profile of beneficiaries of the Bolsa Família Program in the urban and rural area in Brazilian regions according to the Continuous PNAD in 2019 97

DIFERENCIAL DE SALÁRIOS NO EMPREGO JUVENIL DA REGIÃO NORDESTE: HÁ VIÉS DE SELEÇÃO DE GÊNERO E RAÇA SETORIALMENTE?

Wages differential in youth employment in the Northeast region: Is there a gender and race selection bias by sector? 114

RELAÇÃO ENTRE CRESCIMENTO DA RENDA E POBREZA NOS ESTADOS BRASILEIROS NOS ANOS DE 2016 E 2019

Relation between income growth and poverty in Brazilian states in 2016 and 2019 134

ESTRUTURA ECONÔMICA DA REGIÃO COSTEIRA NORDESTINA: UMA ABORDAGEM DO TIPO INSUMO-PRODUTO

Economic structure of the northeastern coastal region: an approach type input output 154

DETERMINANTES DA PERDA DE EMPREGO E REDUÇÃO DOS SALÁRIOS DURANTE A PANDEMIA DE COVID-19

Determinants of job loss and wage reduction during the covid-19 pandemic 174

FATORES INFLUENTES PARA CANCELAMENTO DE ROTAS AÉREAS NO BRASIL: UMA ANÁLISE NO CONTEXTO DA PANDEMIA DE COVID-19

Influential factors for cancellation of air routes in Brazil: an analysis in the context of Covid-19 pandemic 189

EDITORIAL

A Cumprimentando a todos que fazem a REN, leitores, autores, revisores, encerramos com esta edição o volume 54, ano 2023. As reflexões no âmbito internacional voltam-se especialmente para as tensões geopolíticas, mudanças climáticas, desaquecimento das principais economias e inflação, fatores que influenciam sobremaneira as relações diplomáticas, o comércio, o bem-estar social e econômico de empresas e da população e, o fundamental, a sustentabilidade vida do planeta. Desse modo, situada neste contexto, o rol dos artigos publicados neste número flagra estes desafios, ao abordarem, os temas: mudanças climáticas, produção de energia, impactos da covid, emprego, renda, pobreza, dentre outros.

Contudo, dados mais recentes indicam melhoria do ambiente de negócios e o fim do ciclo de alta dos juros estadunidense e na União Europeia, e aquecimento da economia chinesa, com a retomada de sua demanda interna. No Brasil, o Governo Federal e o Congresso Nacional, trabalham nos desafios de desburocratizar a complexa e anacrônica carga tributária atual e no estabelecimento de uma legislação fiscal. Ações que devem estimular investimentos estrangeiros, melhorar o ambiente de negócios doméstico, reduzir a taxa de desocupação melhorando a renda da população e seu poder de compra, fortalecendo a agenda ESG no setor produtivo, posicionando os setores econômicos no patamar mais elevado de competitividade.

Enfim, a mensagem é otimista, sendo que os resultados destes esforços, sejam publicados na Revista Econômica do Nordeste (REN), nas próximas edições.

Dear readers, authors, and consultants of the Revista Econômica do Nordeste (REN), we ended the year 2023 with this edition. In the international reflections stand out geopolitical tensions, climate change, weakening of the main economies, factors that greatly influence diplomatic relations, trade, business economic and the improvement of life of the population and, the fundamental, sustainability Life of the planet. Thus, the list of articles published in this number addresses these challenges, when reporting the topics: climate change, energy production, covid impacts, employment, income, poverty, among others.

However, more recent data indicate improvement of the business environment and the end of the US interest rise cycle and the Eurozone, and the improvement of China's internal demand. In Brazil, the Federal Government and the National Congress, work on the challenges of modernizing the complex and anachronistic current tax burden and in the establishment of robust fiscal legislation. Actions that should stimulate foreign investments, improve the domestic business environment, reduce the vacancy rate by improving the income of the population and its purchasing power, strengthening the ASG agenda in the productive sector, positioning the economic sectors in the highest level of competitiveness.

Finally, with optimism is expected that the results of these efforts will be published in the Northeast Economic Magazine (REN), in the next editions.

Merry Christmas and Prosperous 2024, 2025, ...

Feliz Natal e Prósperos 2024, 2025, ...

EXPORTAÇÕES FRUTÍCOLAS BRASILEIRAS E MUDANÇAS CLIMÁTICAS: EVIDÊNCIAS À LUZ DO MODELO GRAVITACIONAL

Brazilian fruit exports and climate change: evidence in the light of the gravitational model

Filomena Nádia Rodrigues Bezerra

Engenheira Agrônoma. Doutora em Economia Rural pelo Programa de Pós-Graduação em Economia Rural (PPGER), Universidade Federal do Ceará (UFC). Av. Mister Hull, 2977, Bloco 826, Campus do Pici, CEP: 60455-760, Fortaleza, Ceará. nadiarodrigues-3@hotmail.com

Jair Andrade de Araújo

Engenheiro de Pesca. Doutor em Economia (UFC). Professor Adjunto do Departamento de Economia Agrícola (DEA/UFC). Av. Mister Hull, 2977, Bloco 826, Campus do Pici, CEP: 60440-970, Fortaleza, Ceará. jaraujoce@gmail.com

Erivelton de Souza Nunes

Economista. Doutorando em Economia Rural (PPGER/UFC). Av. Mister Hull, 2977, Bloco 826, Campus do Pici, CEP: 60455-760, Fortaleza, Ceará. erivelton.s.n@hotmail.com

Cicero Francisco de Lima

Economista. Doutor em Economia Rural (PPGER/UFC). Av. Mister Hull, 2977, Bloco 826, Campus do Pici, CEP: 60455-760, Fortaleza, Ceará. cicerolimacfl@gmail.com

Resumo: O efeito potencial das mudanças climáticas na produtividade agrícola tem se mostrado relevante envolvendo os debates científico, político e socioeconômico. Nesse sentido e considerando-se também que a agricultura exerce função fundamental na segurança alimentar, a presente pesquisa tem como finalidade mensurar os efeitos das mudanças climáticas sobre a capacidade de exportação da fruticultura no Brasil. A análise compreende o período de 1997 a 2019 e contempla os 38 principais importadores de frutas brasileiras. Para tanto, empregou-se o modelo gravitacional. Os resultados indicam que no modelo *Poisson Pseudo-Maximum-Likelihood* (PPML), a precipitação pluviométrica não apresentou significância estatística, enquanto um aumento de 1% na temperatura elevou em aproximadamente 16,35% as exportações de frutas no Brasil. Além disso, observou-se que as exportações de frutas brasileiras se relacionam diretamente com o PIB nacional e com o PIB dos principais países importadores, sendo inversamente proporcional à variável distância.

Palavras-chave: fluxos comerciais; alterações climáticas; *Poisson Pseudo-Maximum-Likelihood-PPML*; fruticultura; Brasil.

Abstract: The potential effect of climate change on agricultural productivity has been shown to be relevant in scientific, political, and socioeconomic debate. In this sense and considering that agriculture plays a fundamental role in food security, this research aims to measure the effects of climate change on the export capacity of fruit production in Brazil. The analysis covers the period from 1997 to 2019 and includes the 38 main importers of Brazilian fruit. For that, the gravitational model was used. The results indicate that in the *Poisson Pseudo-Maximum-Likelihood* (PPML) model, that rainfall was not statistically significant, while a 1% increase in temperature increased fruit exports in Brazil by approximately 16.35%. Furthermore, it was observed that Brazilian fruit exports are directly related to the national GDP and to the GDP of the main importing countries, being inversely proportional to the distance variable.

Keywords: trade flows; climate change; *Poisson Pseudo-Maximum-Likelihood-PPML*; fruit growing; Brazil.

1 INTRODUÇÃO

Um dos grandes desafios no cenário contemporâneo é manter a produtividade agrícola em níveis suficientes para suprir a demanda mundial por alimentos e garantir a segurança alimentar da população. Esse obstáculo depende de elementos cruciais à manutenção das atividades agrícolas, tais como: capacidade hídrica, temperatura, terras agricultáveis, subsídios e linhas de créditos destinados aos produtores rurais, políticas agrícolas eficientes, mão de obra qualificada, dentre outros aspectos relevantes.

Diante da relevante função desempenhada pela agricultura sobre a segurança alimentar, há uma crescente preocupação quanto ao efeito potencial das mudanças climáticas na produtividade agrícola (ADAMS et al., 1998; BALDOS; HERTEL, 2014; HANIF et al., 2010; OLESEN; BINDI, 2002). Nesse âmbito, estudos mostram que as alterações climáticas seriam problemáticas para a produção agrícola sem adaptação, enquanto a vulnerabilidade poderia ser aliviada com essa estratégia (DESCHÊNES; GREENSTONE, 2007; IPCC, 2014; MENDELSON; NORDHAUS; SHAW, 1994; STERN, 2006).

O Quinto Relatório de Avaliação (AR) do *Intergovernmental Panel on Climate Change* (IPCC¹, 2014) afirma que a emissão contínua de Gases do Efeito Estufa (GEE) causará mais aquecimento e mudanças duradouras em todos os componentes do sistema climático. Vai expandir a probabilidade de impactos graves, generalizados e irreversíveis para as pessoas e os ecossistemas. Vale destacar que, de 1750 a 2013, a concentração de Dióxido de Carbono (CO₂) aumentou de 280 ppm (partes por milhão) para 400 ppm. Esse cenário sugere que a limitação das alterações climáticas exigiria reduções substanciais nas emissões de GEE, que juntamente com a adaptação poderiam restringir os riscos futuramente. Embora se faça imprescindível, esse desafio para a comunidade científica tem sido pouco enfatizado em vários países, pondo em pauta a necessidade da ação coletiva internacional (STERN, 2006).

Reilly, Hohmann e Kane (1994) afirmam que dois princípios elementares devem ser considerados em políticas de antecipação aos impactos das mudanças climáticas na agricultura: (1) comércio internacional e (2) incerteza. Para os referidos autores, mesmo com a simulação de cenários relativos às políticas específicas que aumentem os estoques de alimentos ou visem países para assistência, isso não será suficiente para tornar os modelos mais robustos. Os efeitos comerciais e o alto grau de incerteza devem receber críticas nas políticas de adaptação. Em razão disso, faz-se necessário aprofundar a compreensão dos efeitos climáticos sobre os fluxos comerciais dos países.

No comércio internacional, o Brasil apresenta-se como o terceiro maior produtor de frutas, ocupando posição inferior apenas à China e à Índia. No País são produzidas cerca de 44 milhões de toneladas de frutas, no entanto, a exportação de frutas ainda é baixa (3%), apesar do potencial agrícola que o País apresenta. De 2010 a 2019, houve crescimento do setor agrícola em torno de 5,2%. Especificamente em 2019, o País atingiu um recorde ao superar 997 mil toneladas de frutas exportadas. Naquele mesmo ano, as frutas mais exportadas e com maior retorno econômico foram: manga (*Mangifera indica*), melão (*Cucumis melo*), uva (*Vitis vinifera L.*), limão (*Citrus limon L. Burmann f.*) e lima (*Citrus limettioides Tanaka*) (ABRAFRUTAS, 2020; MAPA, 2020).

O Brasil apresenta clima tropical, na maior parte de sua extensão, com variados subtipos climáticos e distribuição irregular de chuvas e temperaturas, nos aspectos regional ou temporal, configurando um rico e diversificado mosaico de paisagens (ANA; IBGE, 2020).

O IPCC (2014) aponta que os aumentos projetados na temperatura podem exacerbar a escassez de água em inúmeros países, bem como no Brasil, especialmente em regiões mais vul-

¹ Criado pelo Programa das Nações Unidas para o Meio Ambiente (PNUMA) e pela Organização Meteorológica Mundial (OMM) em 1988, para fornecer aos líderes políticos avaliações científicas periódicas sobre as mudanças climáticas, suas implicações e riscos, propondo estratégias de adaptação e mitigação.

neráveis, como as áridas e semiáridas, as quais apresentam elevada instabilidade nas condições edafoclimáticas.

Dada a relevância da adaptação no comércio agrícola internacional às mudanças climáticas no Brasil, formula-se o seguinte questionamento: A interferência das mudanças climáticas representada pela instabilidade na precipitação pluviométrica e temperatura média contribui para a redução das exportações da fruticultura brasileira? Nesse contexto, o presente trabalho objetiva estimar os efeitos das mudanças climáticas, por meio dos seguimentos da precipitação pluviométrica e da temperatura, sobre a capacidade de exportação da fruticultura no Brasil.

Para isso, foi empregado o modelo gravitacional (TINBERGEN, 1962), vastamente aplicado ao comércio internacional (ANDERSON, 1979; GREENE, 2013; LINNEMANN, 1966; PREHN; BRÜMMER; GLAUBEN, 2016). A principal contribuição do estudo relaciona-se à utilização de variáveis climáticas combinadas ao modelo gravitacional com a aplicação de diferentes abordagens: *Pooled* (Mínimos Quadrados Ordinários – MQO com dados empilhados); Efeitos Fixos (EF); Efeitos Aleatórios (EA), a partir da adoção de dados em painel (GREENE, 2021; BALTAGI, 2008); e *Poisson Pseudo-Maximum-Likelihood* (PPML), desenvolvido por Silva e Tenreyro (2006), para o período de 1997 a 2019.

Além desta seção, o presente artigo é composto por mais quatro seções. A segunda apresenta as principais evidências acerca das mudanças climáticas, impactos na agricultura e nos fluxos comerciais, referentes à literatura nacional e internacional. A terceira dedica-se a detalhar os procedimentos metodológicos. A quarta apresenta os resultados e discussão, enquanto a última seção refere-se às considerações finais.

2 IMPACTO DAS MUDANÇAS CLIMÁTICAS NA AGRICULTURA: EVIDÊNCIAS À ECONOMIA INTERNACIONAL E AO BRASIL

Ao estudar as mudanças climáticas, faz-se necessária uma capacidade analítica bastante complexa, devido à exigência de abordagens multidisciplinares, bem como a fundamentação de modelos matemáticos capazes de aferir impactos. Diante desse desafio, a presente seção discute os trabalhos da literatura que abordam as mudanças climáticas em níveis internacional e nacional, com ênfase nas aplicações do setor agrícola.

O *background* das mudanças climáticas aponta como o pioneiro a especular que a concentração de CO₂ na atmosfera poderia alterar substancialmente a temperatura global do efeito estufa o químico e físico sueco, vencedor do Prêmio Nobel, Arrhenius (1896). No âmbito da economia, Nordhaus (1982) abordou que a mudança no clima, com ênfase na concentração de CO₂, é canalizada por duas maneiras: i) pelo lado da produção; e ii) atividades redutoras induzidas por políticas.

A posteriori, em 1997, houve o marco regulatório mais conhecido como Protocolo de Kyoto, assinado no Japão, que estabeleceu para os países os mecanismos internacionais do comércio de emissões, desenvolvimento limpo e implementação conjunta das estratégias. Além dele, surgiram outras iniciativas, bem como as apresentadas por Nordhaus (1982), precursor ao discutir a mudança climática em “*How fast should we graze the global commons?*”. Adiante, o autor abordou e defendeu em “*Life after Kyoto*” uma tributação global em contraponto aos mecanismos do Protocolo (NORDHAUS, 2005).

Kemfert, Lise e Tol (2004) consideram equivocada a ideia de que a redução dos GEE em um país seja um bem privado, enquanto a atmosfera seja um bem público. Para os autores, a redução desses gases em um país tende a afetar outras nações de diversas maneiras, não apenas pela mudança climática. Eles podem ser contabilizados nas diferentes áreas: comércio internacional, investimentos, produção energética, vazamento de carbono, desenvolvimento tecnológico e sua difusão. Possivelmente, haverá a redução substancial até 2050, enquanto os recursos naturais tornam-se menos abundantes, diante de incertezas climáticas.

Para Huang, Von Lampe e Van Tongeren (2011), a produtividade agrícola em países desenvolvidos e em desenvolvimento terá como desafio superar o aumento de temperaturas, sobretudo nas latitudes tropicais e semitropicais, uma vez que as regiões com escassez hídrica enfrentarão condições severas.

Quanto maior a interferência climática no sistema, menor será a aptidão agrícola para o cultivo, porém o diferencial estará nas culturas resistentes às temperaturas elevadas, por se beneficiarem da tolerância ao estresse hídrico. Já nas áreas sensíveis a geadas, uma elevação no nível térmico poderá trazer benefícios, tornando essas áreas favoráveis à agricultura (PINTO et al., 2003).

Ao quantificarem os impactos sobre a agricultura, Seo e Mendelsohn (2008) afirmam que as estratégias de adaptação devem ser consideradas. Para esses estudiosos, apenas sintetizar as estimativas baseadas em culturas específicas e analisar como elas serão afetadas não é o suficiente, pois é de suma importância reconhecer que os produtores serão transformados, a ponto de alterar suas decisões de produção que maximizem seus lucros. Os autores ressaltam ainda que, ao assumir que os produtores permanecerão cultivando as mesmas culturas agrícolas e com as técnicas produtivas inalteradas, possivelmente superestimam os impactos.

Mendelsohn (2014) analisou o impacto das mudanças climáticas na agricultura asiática baseado no modelo Ricardiano², incluindo as adaptações que os agricultores fazem com a tecnologia agrícola existente. Quanto à temperatura, um aquecimento de 1,5 °C reduziria a receita líquida da safra em 13% (US\$ 93 bilhões ao ano), e uma elevação de 3 °C reduziria em 28% (US\$ 195 bilhões ao ano). Caso inclua o impacto da fertilização com CO₂ junto ao aquecimento, o autor sugere que o cenário de 1,5 °C levaria a um ganho de 3%, ou seja, US\$ 18 bilhões ao ano, já para o cenário de 3 °C haveria uma perda de 12% (US\$ 84 bilhões ao ano). O autor aponta que a Índia sofrerá dois terços das perdas agregadas na Ásia, devido às altas temperaturas na primavera, uma vez que esta dispõe de uma maior parcela da receita líquida da safra.

Para Deschênes e Greenstone (2007), o modelo hedônico³ é passível de críticas, uma abordagem transversal com uso de regressão dos valores das terras agrícolas com variáveis climáticas para os Estados Unidos (EUA), abordado pioneiramente por Mendelsohn, Nordhaus e Shaw (1994), que propõem o uso de flutuações meteorológicas aleatórias ano a ano em um painel de lucros e rendimentos agrícolas. Féres, Reis e Speranza (2008) também se propuseram a avaliar os efeitos de longo prazo das mudanças climáticas sobre a lucratividade das atividades agrícolas no Brasil. Para tal estudo, no tocante ao clima projetado para o período de 2040-2069, a redução do lucro na agricultura será de 0,8% a 3,7%; já para o cenário de 2070-2099, as perdas da lucratividade agrícola podem alcançar o patamar de 26%.

Em análise dos efeitos climáticos sobre o preço da terra na Província de Punjab, no Paquistão, Hanif et al. (2010), por meio do modelo gravitacional, concluíram que todas as variáveis climáticas, exceto a temperatura máxima, têm relação altamente significativa com os preços dos terrenos. Dadas as condições de maiores custos, os agricultores tendem a buscar estratégias adaptativas.

Yu et al. (2020), ao aplicarem o modelo gravitacional, mostraram que as alterações climáticas no Cazaquistão, medidas pela precipitação, tendem a elevar a exportação de trigo e arroz e a importação de milho, bem como reduzir a importação de trigo. O aumento da precipitação em 1 milímetro durante a principal estação de cultivo (maio a agosto) aumentará a exportação de trigo em 0,7% e reduzirá a importação em 1,7%; o aumento da temperatura em 1 °C aumentará a exportação de trigo em 21,9% e reduzirá a importação em 49,4%. Em suma, os ajustes nos padrões de comércio de cereais resultantes no Cazaquistão podem afetar a segurança alimentar.

2 Assume que cada agricultor deseja maximizar a renda sujeito às condições exógenas de sua fazenda, escolhe a safra e os insumos para cada unidade de terra.

3 Proveniente do hedonismo, uma vez que o prazer ou a felicidade que um consumidor apresenta depende do nível de atributos que o bem adquirido possui.

Santos e Alves (2020) analisaram o Brasil, a partir do modelo gravitacional. Os autores apontaram que o aumento de 1% na temperatura média dos estados da Região Nordeste acarretaria a redução das exportações de produtos alimentícios e animais vivos intranacionais e internacionais em 1,33% e 8,68%, respectivamente. Quanto ao efeito da precipitação pluviométrica, o aumento de 1% causaria uma elevação de aproximadamente 0,53% das exportações intranacionais, entretanto em relação às exportações internacionais não houve significância estatística.

Em análise da agricultura brasileira, diversos autores (SIQUEIRA; FARIAS; SANS, 1994; SANGHI et al., 1997; NOBRE; ASSAD; OYAMA, 2005; ÁVILA; IRIAS; LIMA, 2006; FÉRES; REIS; SPERANZA, 2008; EMBRAPA, 2008) são consensuais ao afirmarem que as mudanças climáticas causarão impactos negativos a médio e longo prazo, com efeitos distintos entre regiões, devido à variação das condições edafoclimáticas.

Schwan e Yu (2018) indicam que a migração é a estratégia adaptativa para as mudanças climáticas, visto que o cenário rural modificará ainda mais o perfil da mão de obra disponível. Dependendo do grau de impacto, os produtores rurais terão que migrar para outras regiões com maior abundância de recursos naturais e com maior capacidade de produção.

Já Cunha (2010) indica que no Brasil a irrigação é influenciada pelas variações climáticas, podendo ser modelada como medida adaptativa, entretanto o produtor necessita de renda suficiente para custear o investimento, conhecimento e capacidade técnica, bem como capacidade hídrica e condições de solo que sejam favoráveis. Assim, os produtores de sequeiro serão afetados negativamente, podendo ter seus ganhos reduzidos em até 14%, realidade distinta dos produtores irrigantes, que tendem a ter renda crescente e mais estável. Uma estratégia para o Brasil, apontada pelo autor, é incentivar políticas nacionais de crédito específicas para a implantação de sistemas de irrigação destinados aos produtores menos capitalizados.

No que se refere à fruticultura brasileira, categoria da agricultura altamente dependente de irrigação, de temperatura adequada e tecnologia, a interferência das mudanças climáticas tende a impactar o processo de produção agrícola, caso o cenário futuro não seja satisfatório.

3 METODOLOGIA

3.1 Descrição da área de estudo e da origem dos dados

Para revelar empiricamente o efeito das mudanças climáticas nos fluxos comerciais das exportações de frutas do Brasil, que contempla 5.568 municípios distribuídos em uma extensão territorial de 8.510.295,914 km², com 211.755.692 habitantes (IBGE, 2020a, 2020b), foi utilizada uma amostra com 38 países⁴, que correspondem aos principais destinos das exportações do setor. Esses municípios representam o nível de participação em torno de 99,15% das exportações das frutas selecionadas, entre o período de 1997 e 2019. O critério de escolha das frutas foi a partir do ranking das cinco mais exportadas, a saber: limão e limas, manga, melão, mamão e uva. O Quadro 1 apresenta a descrição das variáveis selecionadas na presente pesquisa.

4 Alemanha, Argentina, Arábia Saudita, Angola, Áustria, Bélgica, Cabo Verde, Catar, China, Chile, Coreia do Sul, Canadá, Dinamarca, Espanha, Estados Unidos, Emirados Árabes Unidos, França, Finlândia, Gana, Hong Kong, Indonésia, Itália, Irlanda, Japão, Lituânia, Noruega, Omã, Países Baixos (Holanda), Portugal, Polônia, Paraguai, Reino Unido, Rússia, Suécia, Suíça, Tailândia, Ucrânia e Uruguai.

Quadro 1 – Descrição das variáveis adotadas na pesquisa

Variáveis	Descrição	Fonte dos dados	Aplicação na literatura
EXP_{ijt}	Valor das exportações de frutas (manga, melão, lima/limão, mamão e uva) - em dólares (US\$).	AgroStat (MAPA, 2020) e Comex Stat (MDIC, 2020).	Tinbergen (1962); Dinda (2014); Anderson (1979); Prehn, Brümmer e Glauben (2015).
$PRECIP_{it}$	Precipitação pluviométrica - em milímetros (mm). <i>Proxy</i> climática.	<i>Global Precipitation Measurement</i> (GPM) – MERRA-2 (NASA, 2020a; 2020b).	Yu et al. (2020); Santos e Alves (2020).
$TEMP_{it}$	Temperatura em graus Celsius (°C). <i>Proxy</i> climática.	National Aeronautics and Space Administration (NASA, 2020a; 2020b).	Yu et al. (2020); Santos e Alves (2020).
PIB_{it}	Produto Interno Bruto do Brasil - em dólares (US\$). <i>Proxy</i> da renda.	World Bank (2020).	Anderson e Van Wincoop (2003); Arevalo, Andrade e Silva (2016).
PIB_{jt}	Produto Interno Bruto (PIB) dos parceiros comerciais - em dólares (US\$). <i>Proxy</i> da renda.	World Bank (2020).	Silva e Tenreyro (2006); Tinbergen (1962).
$DIST_{ij}$	Distância geográfica entre o país exportador e o país importador - em quilômetros (km).	<i>Centre D'Estudes Prospectives et d'Informations Internationales</i> (CEPII, 2020).	Anderson (1979); Silva e Tenreyro (2006); Greene (2013).
TC_{jt}	Taxa de câmbio: unidade da moeda local padrão por unidade de dólar americano (USD) dos países parceiros.	<i>Food and Agriculture Organization of the United Nations</i> (FAO, 2020).	Bergstrand (1985, 1989); Greene (2013).
ILE_{jt}	Índice de Liberdade Econômica (ILE) - escala de 0 a 100.	<i>The Heritage Foundation</i> (2020).	Arevalo, Andrade e Silva (2016); Greene (2013).
$CONTIG_{it}$	<i>Dummy</i> : representa a contiguidade. 0 - se o país não faz fronteira com o Brasil; 1 - faz fronteira.	CEPII (2020).	Silva e Tenreyro (2006); Yu et al. (2020).
$LING_{jt}$	<i>Dummy</i> : representa a linguagem comum. 0 - país com idioma diferente do Brasil; 1 - país que adota o mesmo idioma.	CEPII (2020).	Greene (2013); Yu et al. (2020).

Fonte: Elaborado pelos autores (2021).

Nota: As variáveis expressas em dólares foram corrigidas com o deflator americano, *Consumer Price Index* – CPI, concedido pelo *Bureau of Labor Statistics* (2020), para o ano base 2019.

Em particular, as mudanças climáticas relacionadas às exportações de frutas neste estudo referem-se principalmente à alteração no padrão de precipitação e temperatura. Nesse aspecto, foram inseridas as variáveis climáticas como *proxies* capazes de mensurar os efeitos do clima, juntamente com as variáveis do modelo gravitacional padrão (Quadro 1).

A distância geográfica ($DIST_{ij}$) entre o Brasil e os parceiros comerciais segue a abordagem instituída pelo *Centre D'Estudes Prospectives et d'Informations Internationales* (CEPII), que considera a distância bilateral entre os países (em quilômetros) a partir das coordenadas geográficas (latitudes e longitudes) das capitais ou cidades principais. Espera-se que o coeficiente estimado ($Dist_{ij}$) seja negativo e estatisticamente significativo, uma vez que a distância serve como barreira comercial (GREENE, 2013), ou seja, quanto maior a distância do país exportador ao país importador, menores as exportações.

Quanto à taxa de câmbio (TC_{jt}), a literatura (BERGSTRAND, 1985, 1989; GREENE, 2013) sugere que a valorização de uma moeda em relação à outra pode diminuir as exportações, enquanto aumenta a demanda por importações, nisso a depreciação pode estimular as exportações do país.

A liberdade econômica⁵ entre países foi medida pelo Índice de Liberdade Econômica (ILE_{jt}), obtido junto à *The Heritage Foundation* (2020), sugerido por Arevalo, Andrade e Silva (2016), Nunes (2019) e Greene (2013). O ILE avalia 12 (doze) categorias de liberdade econômica, incluindo liberdade de negócios e comercial, eficácia judicial, integridade de governo, carga tributária, liberdade de investimento, direitos de propriedade, entre outros. O ILE varia entre: reprimido (0 a

5 Direito fundamental de todo ser humano de controlar seu próprio trabalho e propriedade. Em sociedades economicamente livres, os governos permitem que o trabalho, o capital e os bens circulem livremente e evitam a coerção ou restrição da liberdade além do necessário para proteger e manter a própria liberdade (MILLER; KIM; ROBERTS, 2020).

49,9); majoritariamente não livre (50 a 59,9); moderadamente livre (60 a 69,9); majoritariamente livre (70 a 79,9) e totalmente livre (80 a 100). O *score* do Brasil é de 53,7, na 144ª posição mais livre em 2020. Sua pontuação geral aumentou 1,8 ponto, liderada por aumentos dramáticos nas pontuações de integridade do governo e liberdade de investimento. O País está em 25º lugar entre 32 países na região das Américas, e sua pontuação geral permanece bem abaixo das médias regionais e mundiais (MILLER; KIM; ROBERTS, 2020).

3.2 O Modelo Gravitacional e a abordagem econométrica dos fluxos comerciais

A estratégia metodológica baseia-se no modelo gravitacional, comumente disseminada em análises do comércio internacional (ABIDIN et al., 2016; ANDERSON, 1979; ANDERSON; VAN WINCOOP, 2003; BERGSTRAND, 1985, 1989; SILVA; TENREYRO, 2006, 2011; TIAN; YU, 2017), bem como em estudos sobre a interferência das mudanças climáticas nos fluxos comerciais (YU et al., 2020; SANTOS; ALVES, 2020). Esse modelo foi proposto pioneiramente por Isard (1954) no campo da economia, posteriormente Tinbergen (1962), Poyhönen (1963) e Linnemann (1966) iniciaram uma vasta literatura sobre a equação de gravidade voltada ao comércio. Desde então, teorias baseadas em diferentes fundamentos para o comércio, incluindo dotações e diferenças tecnológicas, retornos crescentes de escala e as demandas de Armington⁶, todas examinaram a relação de gravidade para fluxos comerciais, análogos à Lei da Gravitação Universal⁷, do físico inglês Isaac Newton.

Nessa perspectiva, o modelo gravitacional⁸ (TINBERGEN, 1962) configura-se na equação 1:

$$X_{ij} = A \frac{Y_i^\alpha Y_j^\beta}{D_{ij}^\gamma} \quad (1)$$

Em que: X_{ij} = exportações do país i para o país j ; Y_i e Y_j = PIB dos países i e j ; D_{ij} = distância entre os países i e j ; α = elasticidade do PIB do país exportador; β = elasticidade do PIB do país importador; γ = elasticidade da distância; A = constante.

Tinbergen (1962) justificou a incorporação do PIB dos países exportadores e importadores na equação de gravidade ao apontar que o volume de exportações que um país é capaz de fornecer depende de seu nível econômico (Y_i e Y_j), ou seja, configura o quanto o país exportador pode ofertar no mercado, e o quanto o país importador tem potencial de demanda/nível de renda. O autor fala ainda sobre a resistência ao comércio, como barreira natural (custos com tempo e transporte) ou artificial (instituída pelo governo). Já Linnemann (1966) incluiu na análise o nível populacional para captar o efeito das economias de escala. O custo do comércio é medido pela distância geográfica e econômica (TINBERGEN, 1962; BERGSTRAND, 1985; TIAN; YU, 2017). Uma aproximação relacionada aos custos com transporte, transação, comunicação, tempo decorrido durante o embarque, fatores culturais, sistemas políticos, dentre outros condicionantes impeditivos (TINBERGEN, 1962; STARCK, 2012).

Habitualmente, o modelo MQO *Pooled* (dados empilhados) considera a homogeneidade dos indivíduos ao longo do tempo, porém é passível de críticas, por violar a consistência do MQO e por desconsiderar os efeitos individuais. Além desse, foram usados os modelos de Efeitos Fixos

6 Distingue produtos não apenas por sua espécie (mercadoria, produtos químicos, produtos de madeira etc.), mas também por seu local de produção.

7 Dois corpos atraem-se com força proporcional às suas massas e inversamente proporcional ao quadrado da distância que separa seus centros de gravidade. Detalhada na obra *Philosophiae Naturalis Principia Mathematica* em 1687.

8 Os expoentes α , β e γ podem assumir valores diferentes de 1. Em casos em que $\alpha = \beta = 1$ e $\gamma = 2$, a equação descrita por Tinbergen (1962) é similar à equação universal da gravidade de Isaac Newton.

(EF) – o intercepto varia entre as unidades analisadas, no entanto são constantes no decorrer do tempo – e Efeitos Aleatórios (EA) – considera que o intercepto seja uma variável aleatória e não uma constante, com erro composto, desagregado em dois componentes: i) variação entre indivíduos; ii) variação entre observações. Em outras palavras, as variações regionais seriam identificadas por oscilações aleatórias em torno de um valor médio constante (BALTAGI, 2008; WOOLDRIGDE, 2010).

O uso de dados em painel permite relacionar dados de corte transversal com séries temporais, podendo explicar os efeitos da heterogeneidade não observada entre os indivíduos ao longo do tempo (GREENE, 2012; WOOLDRIGDE, 2010), com maior variabilidade e menor multicolinearidade entre as variáveis, obtendo estimadores não enviesados, mais consistentes e eficientes (BALTAGI, 2008).

Outro desafio é o problema do valor zero nos países que não comercializam todos os produtos com seus parceiros comerciais. Com o intuito de corrigir esse problema, foi utilizado o *Poisson Pseudo Maximum Likelihood* (PPML) para estimar o modelo gravitacional, proposto por Silva e Tenreyro (2006). A vantagem PPML é que, além de lidar com o problema de fluxos comerciais nulos, obtém estimativa não enviesada sob heterocedasticidade (PREHN; BRÜMMER; GLAUBEN, 2016; SILVA; TENREYRO, 2006, 2011).

Com relação à literatura⁹ que versa sobre o uso do modelo gravitacional, embora alguns estudos percebam a importância das mudanças climáticas no comércio agrícola, pouca atenção é dada aos seus efeitos sobre o comércio de frutas. Com o propósito de aferir o efeito potencial das mudanças climáticas no comércio de frutas no Brasil, a equação 2 pode ser expressa como:

$$\begin{aligned} \ln(EXP_{ijt}) = & \beta_0 + \beta_1 \ln(DIST_{ijt}) + \beta_2 \ln(PIB_{it}) + \beta_3 \ln(PIB_{jt}) \\ & + \beta_4 \ln(PRECIP_{it}) + \beta_5 \ln(TEMP_{it}) + \beta_6 \ln(TC_{jt}) + \beta_7 \ln(ILE_{jt}) \\ & + \beta_8 \ln(CONTIG_{ijt}) + \beta_9 \ln(LING_{ijt}) + \mu_{ijt} \end{aligned} \quad (2)$$

EXP_{ijt} : denota as exportações de frutas entre o Brasil (i) e os países importadores (j); $DIST_{ijt}$: distância geográfica (km) entre i e j ; PIB_{it} : PIB do Brasil; PIB_{jt} : PIB parceiros comerciais; $PRECIP_{it}$: precipitação pluviométrica (mm) no Brasil; $TEMP_{it}$: temperatura média em °C no Brasil; TC_{jt} : Taxa de câmbio dos países parceiros (unidade da moeda padrão/dólar americano - USD); ILE_{jt} : Índice de Liberdade Econômica; $CONTIG_{ijt}$: Contiguidade entre os países (fronteira); $LING_{ijt}$: linguagem comum entre i e j ; μ_{ijt} : erro estocástico. $\beta_0, \beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4, \beta_5, \beta_6, \beta_7, \beta_8$ e β_9 são os parâmetros a serem estimados.

Para análise dos modelos estimados foram realizados os testes de Wooldridge e LM de Baltagi e Li – para correlação serial, Breusch-Pagan/Cook Weisberg – teste de heterocedasticidade. No intuito de decidir entre os modelos especificados, foi necessária a execução do teste de Chow para decidir entre o modelo *Pooled* e o modelo EF. Em seguida, efetuou-se o teste do Multiplicador de Lagrange de Breusch-Pagan (*LM Test*) para aferir a adequação do modelo *Pooled* frente ao modelo EA. Por fim, no intuito de decidir entre os modelos EF e EA, executou-se o teste de Hausman.

9 Para mais detalhes, ver Anderson (1979); Anderson e Van Wincoop (2003); Greene (2013); Pölyhönen (1963); Santos e Tenreyro (2006); e Tinbergen (1962).

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

4.1 Análises das estatísticas descritivas

Preliminarmente, realizou-se uma análise descritiva das variáveis analisadas, a partir de medidas de dispersão (máximo, mínimo, desvio-padrão) e de tendência central (média), representada na Tabela 1.

Tabela 1 – Estatísticas descritivas das variáveis

Variável	Mínimo	Média	Máximo	Desvio Padrão
EXP_{ijt} (mil US\$)	0,00	4.619.551,24	254.877.524,00	16.756.308,00
$DIST_{ijt}$ (Km)	1.133,59	10.110,00	18.532,24	4.315,00
PIB_{it} (bilhões de US\$)	282,36	722,20	1.839,76	359,98
PIB_{jt} (bilhões de US\$)	0,31	617,13	21.433,23	1.476,44
TC_{jt} (moeda padrão local/US\$)	0,20	450,00	14.236,94	1.825,00
ILE_{jt}	23,70	67,00	90,20	9,80
$CONTIG_{ijt}$	0,00	0,08	1,00	0,27
$LING_{ijt}$	0,00	0,08	1,00	0,27
$PRECIP_{it}$ (mm)	1.707,70	1.983,00	2.330,47	167,5
$TEMP_{it}$ (°C)	24,29	24,90	25,85	0,4

Fonte: Elaborada pelos autores, resultados da pesquisa (2021).

Observa-se na Tabela 1 que a média anual das exportações de frutas é de US\$ 4.619.551,24. As exportações variaram de US\$ 0,00 a US\$ 254.877.524,00, sendo o maior valor exportado referente aos Países Baixos (Holanda) para o ano de 2019, referente às frutas: manga, limão, melão e uva. Ao longo de todo o período de análise (1997-2019), a Holanda permaneceu entre os primeiros lugares do *ranking* dos países que mais importaram as frutas brasileiras citadas no presente trabalho, com exceção do mamão, cuja importação é liderada por Portugal. Vários países¹⁰ apresentaram o valor mínimo (US\$ 0,00) em determinados anos, uma vez que nem todos são importadores das cinco frutas selecionadas.

A distância geográfica média do Brasil aos países importadores foi de 10.110,00 km, variando de 1.133,59 km a 18.532,24 km, referentes ao Paraguai e ao Japão, respectivamente. As disparidades em torno da média se explicam devido aos países selecionados serem de diferentes continentes – América do Sul e Ásia. Dos 38 países considerados na presente análise, apenas 4 estão localizados na América do Sul (Argentina, Chile, Paraguai e Uruguai), ou seja, 89,47% dos parceiros comerciais com o Brasil não estão situados neste continente, e 92,10% dos parceiros comerciais não fazem fronteira com o País. Isso implica que a maior parte da amostra pertence a outros continentes, configurando uma maior distância comparada ao país exportador (Brasil).

No que concerne ao valor do PIB, percebe-se grande variabilidade. Para o caso brasileiro, seu valor mínimo é de US\$ 282,763 bilhões, em 2002, e o valor máximo é de US\$ 1.839,76 bilhões, em 2019, com uma média de US\$ 722,20 bilhões. Nos países parceiros, o valor mínimo é de US\$ 0,31 bilhões (Cabo Verde em 1997), já o valor máximo é de US\$ 21.433,23 bilhões e está relacionado aos Estados Unidos em 2019. O PIB é comumente usado como uma *proxy* para o padrão de

10 Arábia Saudita, Angola, Áustria, Cabo Verde, Catar, Chile, China, Coreia do Sul, Emirados Árabes Unidos, Finlândia, Gana, Hong Kong, Indonésia, Irlanda, Japão, Lituânia, Omã, Paraguai, Polônia, Rússia, Tailândia e Ucrânia.

vida de um país, relação de dotação capital-trabalho, poder de compra e estágio de desenvolvimento econômico. Quanto mais desenvolvidos forem os países, mais eles comercializarão.

O menor ILE foi referente a Angola em 1999 (23,7), enquanto Hong Kong obteve o maior patamar (90,20) em 2019. O valor médio observado foi de 67,00. Vale frisar que há uma associação positiva entre liberdade econômica e fluxos de comércio internacional. Essa variável foi usada no modelo de gravidade para medir o nível de proteção às importações.

A média da taxa de câmbio, por sua vez, foi de 450,00 unidades da moeda local/US\$, variando da taxa mínima de 0,20 a 14.236,94 unidades/US\$, referentes a Gana (1997) e Indonésia (2018), respectivamente.

Quanto às variáveis climáticas, a precipitação pluviométrica teve o nível mínimo de 1.707,70 mm em 2001 e o máximo de 2.330,47 mm em 2009, com uma média de 1.983,00 mm. Já a temperatura apresentou o menor nível, 24,29 °C, em 2000, e o máximo de 24,90 °C em 2015, com média de 25,85 °C. Tais variáveis influenciam direta e indiretamente o crescimento e o desenvolvimento de culturas agrícolas, a duração do ciclo de cultivo, a produtividade e a qualidade dos produtos.

4.2 Resultados das estimações acerca dos efeitos das alterações climáticas nas exportações de frutas no Brasil

A Tabela 2 apresenta os principais resultados dos testes aplicados aos modelos em análise.

Tabela 2 – Testes, hipóteses e estatísticas aplicados

Teste	Ênfase da análise	Hipóteses	P-value
Wooldridge	Correlação serial	H_0 : Ausência de autocorrelação; H_1 : Existem efeitos não observados.	0,002
LM de Baltagi e Li	Correlação serial	H_0 : Modelo <i>Pooled</i> (sem efeitos); H_1 : Existem efeitos não observados ou erros do tipo AR (1).	0,000
Breusch-Pagan/ Cook Weisberg	Heterocedasticidade	H_0 : Homocedasticidade; H_1 : Heterocedasticidade.	0,000
Chow (Teste F)	<i>Pooled versus</i> EF	H_0 : Modelo <i>Pooled</i> é preferível (sem efeitos); H_1 : Modelo com efeitos é preferível (EF).	0,000
LM de Breusch-Pagan	<i>Pooled versus</i> EA	H_0 : Modelo <i>Pooled</i> é preferível; H_1 : Modelo EA é preferível.	0,000
Hausman	EF <i>versus</i> EA	H_0 : Modelo EA é preferível; H_1 : Modelo EF é preferível.	0,070

Fonte: Elaborada pelos autores, resultados da pesquisa (2021).

O teste de Wooldridge demonstra que a hipótese nula não foi aceita, com significância de 1%, e existem efeitos não observados (autocorrelação). Para Croissant e Millo (2019), esse procedimento detecta formas gerais de persistência nos erros, ressaltando poucas direções para uma especificação minuciosa. Os testes robustos permitem discriminar entre persistência de erros invariantes (efeitos aleatórios) e de decomposição do tempo (erros autorregressivos), concluindo a favor do segundo. Para tal análise, foi usado o teste da ideia condicional de Baltagi e Li (1995) para correlação serial, permitindo efeitos aleatórios de qualquer magnitude, computado usando os seus resíduos. Os resultados apontam que a hipótese nula não foi aceita, existem efeitos não observados ou erros do tipo Autorregressivos (AR1). No caso do teste de Breusch-Pagan/Cook Weisberg, a hipótese nula não foi aceita, indicando a existência de heterocedastidade.

O teste de Chow (teste F) sugeriu que, com significância de 1%, a hipótese nula não deve ser aceita evidenciando a preferência ao modelo de EF. Para o teste LM de Breusch-Pagan, a hipótese nula de que não existem efeitos aleatórios foi rejeitada a 1% de significância, ou seja, o mais adequado seria o modelo de EA.

Para a decisão entre os modelos de EF e EA, foi necessário o teste de Hausman; tanto a versão padrão quanto a versão robusta do teste não rejeitaram a hipótese de efeitos aleatórios. Uma explicação para tal resultado é o fato de no modelo de EF algumas variáveis que são invariantes

no tempo (distância geográfica, linguagem comum e contiguidade) serem descartadas da análise, porém elas são de suma importância para o modelo gravitacional. Na presente análise, deve-se preferencialmente escolher o modelo de EA.

O teste de Chow indicou que o modelo *Pooled* não é adequado para a presente análise, pois nessa perspectiva, se considerado para explicar os efeitos das mudanças climáticas nas exportações de frutas brasileiras, poderá apresentar vieses que irão mascarar os verdadeiros resultados. Contudo, deve-se considerar que em caso de heterocedasticidade, efeitos não observados e muitos zeros na variável dependente, o modelo mais apropriado é o PPML. Na Tabela 3, são apresentados os resultados dos coeficientes dos modelos estimados.

Tabela 3 – Estimativas do modelo gravitacional – *Pooled*, Efeitos Fixos (EF), Efeitos Aleatórios (EA) e *Poisson Pseudo-Maximum Likelihood* (PPML)

Variáveis explicativas	Variável dependente: $\ln(\text{EXP}_{ijt})$			
	<i>Pooled</i> ¹¹	EF	EA ¹²	PPML
$\ln(\text{DIST}_{ijt})$	-5,286 *** (0,269)	-	-5,752*** (0,262)	-1,366*** (0,353)
$\ln(\text{PIB}_{it})$	0,1605 (0,451)	-0,801 (0,506)	0,018 (0,204)	0,478* (0,204)
$\ln(\text{PIB}_{jt})$	1,790 *** (0,098)	3,358 *** (0,415)	2,099*** (0,071)	0,561*** (0,066)
$\ln(\text{TC}_{ijt})$	-0,941 *** (0,063)	-0,823** (0,299)	-0,917*** (0,042)	-1,074*** (0,151)
$\ln(\text{ILE}_{jt})$	4,970 *** (1,001)	-2,577 (1,940)	0,518 (0,471)	5,873*** (0,811)
CONTIG_{ijt}	-3,537 *** (0,427)	-	-4,542*** (0,583)	-1,639*** (0,304)
LING_COMUM_{ijt}	3,569 *** (0,511)	-	3,139*** (0,486)	0,876* (0,367)
$\ln(\text{PRECIP}_{it})$	11,034*** (2,805)	11,604 *** (2,543)	11,515*** (1,205)	1,746 (1,420)
$\text{Ln}(\text{TEMP}_{it})$	57,028*** (14,8819)	56,098*** (12,904)	58,533*** (6,084)	16,350* (7,547)
Intercepto	-278,993 *** (55,501)	-	-268,612*** (23,296)	90,681** (30,082)
R^2 ajustado ¹³	0,541	0,211	0,525	-
Teste F-p-valor	0,000	0,000	-	-
Teste Qui-Quadrado (χ^2) – p-value	-	-	0,000	-
Observações	867	867	867	867

Fonte: Elaborada pelos autores com base nos dados da pesquisa (2021).

Nota: Desvio-padrão entre parênteses. Os níveis de significância apresentados: (***) significativo a 0,1%; (**) significativo a 1%; (*) significativo a 5%; e (.) significativo a 10%.

A distância geográfica apresentou sinal negativo em todos os modelos, corroborando a literatura – quanto maior a distância entre os países parceiros, menor será o fluxo comercial. Isso indica

11 Correção dos erros robustos de White.

12 Efeitos em dois caminhos (*twoways*) com transformação de Wallace-Hussain (Walhus).

13 Devido às análises no software R, o coeficiente de determinação ajustado (R^2 ajustado) para o modelo PPML não foi gerado, pois ainda não há atualizações no pacote 'gravity' que apresentem o R^2 (WÖLWER; BURGARD; BREBLEIN, 2018; SHEPHERD; DOYTCHINOVA; KRAVCHENKO, 2019), mas assegura-se pela robustez do modelo (SILVA; TENREYRO, 2006) e a significância das variáveis.

que as exportações de frutas são sensíveis às variações no distanciamento em km. No PPML, o aumento de 1% na distância causa, em média, uma redução de 1,37% nas exportações de frutas, com significância de 0,1%. Essa distância interfere nos custos com transporte, bem como as barreiras comerciais entre países. Esse efeito corrobora as ideias de Santos e Alves (2020), que, em análise às exportações de produtos agropecuários no Brasil, estimaram uma redução de 1,52% nas exportações. Já Yu et al. (2020), ao analisarem as exportações de grãos no Cazaquistão, encontraram efeitos bem elevados, com reduções em torno de 2,98%, 11,21% e 20,49% para o trigo, arroz e milho, respectivamente. Esses resultados corroboram os encontrados em Nguyen e Lee (2020), em que um aumento de 1% na distância entre dois países leva a uma redução de 0,31% no consumo de frutas vietnamitas por cada consumidor nos países importadores. Nessa perspectiva, Greene (2013) aponta que a distância, uma *proxy* para os custos com transporte, espelha os valores associados ao envio físico de um produto de seu local de produção ao destino de exportação.

No caso do PIB brasileiro para os modelos *Pooled*, EF e EA, a variável não se mostrou significativa. Já no PPML, o aumento de 1% no PIB_{it} tende a elevar, em média, 0,48% o patamar das exportações. Levando em consideração o PIB_{jt} , apesar de apresentar significância, os valores foram bem diferentes. Considerando o modelo com maior robustez (PPML), o aumento de 1% no PIB_{jt} (países importadores) tende a elevar em 0,56% a exportação, com significância de 0,1%. Esses resultados reforçam o quanto o nível de renda dos países é considerado um fator crucial ao aumento da demanda internacional por frutas brasileiras. Isso resulta que quanto mais elevada a renda dos países parceiros, maior a demanda por frutas provenientes de exportações brasileiras.

A taxa de câmbio teve efeito negativo com resultados similares nos modelos *Pooled*, EF e EA, -0,94%, -0,82% e -0,92%, respectivamente, já no PPML o aumento de 1% na TC_{jt} reduz em torno de 1,7% as exportações. A literatura sugere que a valorização de uma moeda em relação à outra pode diminuir as exportações, enquanto aumenta a demanda por importações, e a depreciação pode estimular as exportações do país (BERGSTRAND 1985, 1989). Em análise ao efeito da incerteza na taxa de câmbio para a exportação de frutas nos Estados Unidos, Sheldon et al. (2013) encontraram evidências de que a taxa de câmbio entre o dólar americano e as moedas dos parceiros comerciais latino-americanos é responsável pela maior parte do impacto negativo da taxa de câmbio sobre os fluxos de comércio bilateral de frutas frescas.

No caso do Índice de Liberdade Econômica, este se mostrou significativo a 0,1%, para os modelos *Pooled* e PPML – o aumento de 1% no ILE_{jt} causa, em média, uma elevação das exportações de frutas de 4,97% e 5,87%, respectivamente. Essa medida configura que quanto maior a abertura econômica, mais vantajosa será para o Brasil.

A contiguidade representa o comércio entre regiões que possuem fronteira física comum. Sendo assim, os resultados indicam haver um comércio menor entre as regiões fronteiriças – vale ressaltar que apenas três (3) países analisados, dentre os 38, são caracterizados como fronteiriços ao Brasil: Argentina, Paraguai e Uruguai, todos localizados na América do Sul. Nos modelos *Pooled* e EA, os efeitos foram mais próximos, ou seja, a presença de países que fazem fronteira causa, em média, uma redução de 3,54% e 4,54%, respectivamente. Já no modelo PPML, o efeito se tornaria menor, com redução de 1,64% nas exportações de frutas. Figueiredo et al. (2014) sinalizam para essa questão, ao afirmarem que a ausência de fronteira com outras regiões não teria tantos impactos negativos sobre o comércio, não obstante outros fatores não observáveis estão sendo representados pelas resistências multilaterais.

A linguagem comum é estatisticamente e economicamente significativa em ambos os procedimentos de estimativa, apresentando efeito positivo nas exportações, assim como na literatura (SILVA; TENREYRO, 2006; YU et al., 2020). Greene (2013) ressalta que ela reflete semelhanças na história, cultura, gostos e relações sociais compartilhados, que facilitam as negociações comerciais, a ponto de reduzir os custos de transação. Na presente análise, apenas três países contam com linguagem comum: Angola, Cabo Verde e Portugal.

Além de os resultados representarem a literatura padrão do modelo gravitacional, o diferencial do presente trabalho é a inserção das variáveis climáticas. Para tanto, no que concerne à precipitação pluviométrica (mm), os modelos apresentaram efeitos positivos, ou seja, o aumento de 1% na precipitação acarretaria, em média, uma elevação nas exportações de frutas acima de 11% nos três modelos (*Pooled*, EF e EA), com significância de 0,1%. Os resultados indicam que um aumento marginal na precipitação elevaria significativamente as exportações de frutas. No caso do modelo PPML na presente análise, apesar de apresentar efeito positivo (1,75%), não se mostrou significativo, logo não se faz necessário interpretá-lo. A precipitação de chuvas é um fator determinante na produtividade agrícola, bem como na capacidade adaptativa das culturas agrícolas diante dos eventos recorrentes de secas. A fruticultura brasileira caracteriza-se por utilizar sistema de irrigação, principalmente quando se trata de frutas para exportação. Possivelmente, a variável precipitação pluviométrica não tenha apresentado significância estatística, devido a não transmitir os efeitos como em sistema de produção de sequeiro, que depende diretamente da água da chuva para atingir a produção esperada.

Dall'Erba, Chen e Nava (2021), combinando um conjunto de dados recentes de fluxos de comércio nos Estados Unidos, de estado para estado, com registros detalhados de secas em uma resolução espacial e temporal, destacaram que o comércio aumenta à medida que o estado de destino experimenta uma maior incidência de seca, e essa relação é inversa no estado de origem. Como resultado, os lucros dos produtores dependem das condições climáticas locais e dos parceiros comerciais. As projeções baseadas em dados meteorológicos futuros convertem a perda esperada do agricultor sem a comercialização em lucro esperado. Isso implica que as condições climáticas são cruciais para o sucesso do comércio internacional de produtos agrícolas, como ocorre no setor frutícola.

O efeito mais surpreendente apresentado nos resultados da Tabela 3 diz respeito ao impacto da temperatura nas exportações de frutas. Nos diferentes modelos estimados (*Pooled*, EF, EA e PPML), os resultados indicam que o aumento de 1% na temperatura causa, em média, uma elevação das exportações em torno de 57,03%, 56,10%, 58,53% e 16,35%, respectivamente, ao nível de significância de 0,1% (*Pooled*, EF e EA) e 5% (PPML). Esses resultados mostram que para dados agregados, representados para a temperatura das diferentes regiões brasileiras, pode haver diferenças nos efeitos se forem analisados outros produtos agropecuários. Os fatores edafoclimáticos são de extrema relevância para o sucesso das atividades agrícolas, por essa razão é substancial adicionar ao modelo gravitacional variáveis que sejam próximas da realidade agrícola, representadas pela precipitação e a temperatura. Quando se trata de fruticultura, os efeitos climáticos podem devastar ou inviabilizar a produção em determinadas regiões, principalmente nas mais vulneráveis.

Outro ponto relevante é que o perfil dos exportadores de frutas no Brasil é condicionado ao uso de sistemas de irrigação, ou seja, por essa razão, provavelmente, o efeito da chuva na produção não seja significativo (no modelo PPML), como foi apresentado, uma vez que é adotado o sistema artificial, diferentemente dos produtores em sistema de sequeiro (usam apenas água da chuva para a produção agrícola). O aumento ou redução da precipitação podem ter efeitos diferenciados, positivo ou negativo, dependendo da região analisada.

Essa concordância é apresentada na literatura, em pesquisa realizada no Cazaquistão. Yu et al. (2020) indicam que ao aumentar a precipitação em um milímetro durante a principal safra, de maio a agosto, haverá aumento da exportação de trigo e arroz em 0,7% e 0,5%, respectivamente. Já para um aumento marginal na temperatura, haverá elevação significativa da exportação de trigo, enquanto nenhum impacto significativo foi encontrado para arroz e milho. O efeito marginal da temperatura para o trigo indica que um aumento de 1 °C levaria a 21,9% a mais na exportação de trigo.

Em contraponto, Santos e Alves (2020) concluem que o aumento de 1% na temperatura média dos estados da Região Nordeste do Brasil acarretaria a redução das exportações de produtos agropecuários em 8,68%. Com relação à precipitação pluviométrica, denota-se que o aumento de 1% causaria, em média, uma elevação de aproximadamente 0,028% no volume exportado, entretanto

o parâmetro estimado não apresentou significância estatística, assim como ocorreu na presente pesquisa para as exportações de frutas. Apesar de não separar o efeito da temperatura sobre as exportações de frutas sob sistema de sequeiro ou irrigado, ressalta-se que o aquecimento afeta a evapotranspiração das águas armazenadas, e isso interfere diretamente no processo de produção, pois com uma menor disponibilidade de recursos hídricos, os produtores terão maiores dificuldades em manter as atividades agrícolas, bem como apresentar uma baixa capacidade de suporte para alimentação de um sistema de irrigação nos polos frutícolas nas diferentes regiões brasileiras.

De acordo com a Embrapa (2018), ainda que as plantas respondam à interação de diversos fatores climáticos, os de maior influência são a precipitação, a radiação solar e a temperatura. Dessa forma, a elevação da temperatura e as alterações nos padrões de precipitação podem impactar a duração do ciclo de cultivo, bem como a qualidade dos produtos. Essas informações permitem salientar que a temperatura e a precipitação pluviométrica interferem no desenvolvimento das culturas agrícolas, assim como ocorre na produção de frutas, que depende de condições satisfatórias para que os ciclos produtivos desenvolvam-se adequadamente ao ponto de conseguir atingir o padrão de exportação, resultando em frutas de qualidade, com boa aparência, segurança alimentar, controle adequado de pragas e que possibilitem atingir as medidas sanitárias internacionais. Nesse sentido, Ferguson e Gars (2017) apontam, em uma perspectiva internacional, que os fluxos comerciais de bens agrícolas variam ordenadamente com os choques de produtividade decorrentes das mudanças climáticas.

Vale frisar que, a Produção Integrada de Frutas (PIF), implementada pelas Boas Práticas Agrícolas (BPAs), favorece a padronização da produção, garantindo a qualidade com o propósito de atender às exigências internacionais e reduz aproximadamente 40% dos custos, bem como o Zoneamento Agrícola de Risco Climático (ZARC), instrumento de política agrícola e gestão de riscos na agricultura, objetiva minimizar os riscos relacionados aos fenômenos climáticos adversos, identificando a melhor época de plantio, nos diferentes tipos de solos e ciclos de cultivares (EMBRAPA, 2020; INMETRO, 2020). As estratégias citadas podem ajudar a barrar os impactos das mudanças climáticas na produção de frutas no Brasil, uma vez que os produtores, ao promoverem a capacidade de adaptação e o fortalecimento dos sistemas de produção diante da instabilidade da temperatura e precipitação de chuvas, podem amenizar impactos futuros na produtividade da fruticultura e consequentemente no nível de exportação do setor citado.

Entender que as mudanças climáticas podem afetar os padrões de produção, mudança tecnológica, escassez de recursos naturais, dentre outros fatores relevantes para a atuação das atividades agrícolas, é o papel crucial e o *start* para elaborar melhores políticas públicas, que facilitem o comércio intranacional e internacional.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Pouca atenção tem sido dada à relação entre a interferência climática e o comércio internacional de frutas. À luz dessa perspectiva, o presente estudo objetivou aferir empiricamente o efeito climático nas exportações de frutas no Brasil empregando o modelo gravitacional incorporado aos modelos *Pooled*, Efeitos Fixos, Efeitos Aleatórios e *Poisson Pseudo Maximum Likelihood* (PPML).

Além das variáveis tradicionais (valor das exportações de frutas; PIB do Brasil; PIB dos países importadores; distância geográfica; taxa de câmbio; Índice de Liberdade Econômica (ILE); linguagem comum e contiguidade) utilizadas pela literatura padrão, foram adicionadas variáveis climáticas (precipitação pluviométrica e temperatura), no intuito de aferir os efeitos climáticos na pauta das exportações, especificamente no setor de fruticultura.

Destacam-se como os principais resultados: i) os níveis de renda (PIB_{it} e PIB_{jt}) representaram efeitos positivos nas exportações; ii) a distância geográfica demonstrou sinal negativo, quanto maior a distância menor será o fluxo comercial; iii) a taxa de câmbio obteve efeito negativo; iv)

o Índice de Liberdade Econômica (ILE_{jt}) demonstrou um efeito positivo, revelando que a abertura comercial tende a aumentar as exportações de frutas no Brasil; v) as *dummies* linguagem comum e contiguidade apresentaram efeitos positivo e negativo respectivamente, existindo apenas três países em cada grupo; vi) os efeitos não foram significativos para a precipitação pluviométrica (PPML); vii) o maior impacto foi relacionado à temperatura, as estimativas confirmam que ela terá um efeito positivo nas exportações de frutas. Contudo, deve-se ter parcimônia ao interpretar esse resultado, uma vez que os dados são agregados e não diferenciam as regiões brasileiras de acordo com suas peculiaridades e divergências entre as condições edafoclimáticas.

Em suma, sob os desafios crescentes impostos pelas mudanças climáticas, o comércio internacional de frutas pode se ajustar às possíveis transformações no sistema comercial e promover uma adaptação eficaz para garantir o abastecimento e a segurança alimentar, respeitando os requisitos do mercado externo, que se torna cada vez mais exigente ao impor diferentes barreiras comerciais. Por essa razão, é necessário integrar o comércio internacional de alimentos a outras abordagens de adaptação às mudanças climáticas. Em síntese, é válido ressaltar que este artigo, dada a literatura atual sobre o impacto do clima na agricultura, conclui que o comércio internacional deve atuar como uma ferramenta de mitigação para a produção frutícola brasileira, uma vez que as variáveis climáticas interferem no nível de exportação desse setor no País. A questão climática ocupa uma escala global, de longo prazo e que envolve interação complexa entre diferentes dimensões: social, ambiental, econômica, tecnológica, político-institucional. Isso implica uma maior complexidade ao analisar e mensurar possíveis impactos.

Como sugestões para trabalhos futuros, faz-se relevante aferir os efeitos das mudanças climáticas na fruticultura, em nível regional, estadual ou municipal, com o intuito de captar as peculiaridades que não são possíveis na análise agregada. Ademais, outro ponto a ser estudado seria o efeito das alterações climáticas sobre a produtividade da fruticultura, o qual pode interferir, conseqüentemente, nas exportações de um país.

REFERÊNCIAS

ÁVILA, A. F. D.; IRIAS, L. J. M.; LIMA, M. **Impacto das mudanças climáticas na agricultura brasileira**. Brasília: EMBRAPA, 2006.

ABIDIN, I. S. Z.; HASEEB, M.; CHIAT, L. W.; ISLAM, M. R. Determinants of Malaysia – BRICS trade linkages: gravity model approach. **Investment Management and Financial Innovations**, v. 13, n. 2, 2016.

ABRAFRUTAS, Associação Brasileira dos Produtores Exportadores de Frutas e Derivados. **Dados estatísticos**. Disponível em: <https://abrafrutas.org/dados-estatisticos/>. Acesso em: 19 dez. 2020.

ADAMS, R. M.; HURD, B. H.; LENHART, S.; LEARY, N. Effects of Global Climate Change on Agriculture: An Interpretative Review. **Climate Research**, v. 11, n. 1, p. 9-19, 1998.

ANDERSON, J. E. A theoretical foundation for the gravity equation. **American Economic Review**, v. 69, n. 1, p. 16-106, 1979.

ANDERSON, J. E.; VAN WINCOOP, E. Gravity with Gravitas: A Solution to the Border Puzzle. **American Economic Review**, v. 93, n. 1, p. 170-192, 2003.

- ARRHENIUS, S. On the Influence of Carbonic Acid in the Air Upon the Temperature of the Ground. **Philosophical Magazine and Journal of Science**, v. 41, n. 5, p. 237-276, 1896.
- BALTAGI, B. H. **Econometric analysis of panel data**. 4. ed. New York: John Wiley and Sons, 2008.
- BALTAGI, B. H.; LI, Q. Testing AR (1) against MA (1) disturbances in an error component model. **Journal of Econometrics**, v. 68, p. 133-151, 1995.
- BALDOS, U. L. C.; HERTEL, T. W. Global Food Security in 2050: The Role of Agricultural Productivity and Climate Change. **Australian Journal of Agricultural and Resource Economics**, v. 58, n. 4, p. 554-570, 2014.
- BERGSTRAND, J. H. The Gravity Equation in International Trade: Some Microeconomic Foundations and Empirical Evidence. **The Review of Economics and Statistics**, v. 67, n. 3, p. 474-481, 1985.
- BERGSTRAND, J. H. The generalized gravity equation, monopolistic competition, and the factor-proportions theory in international trade. **American Economic Review**, v. 71, n. 1, p. 143-53, 1989.
- BLS, U.S. Department of Labor Bureau of Labor Statistic. **Consumer Price Index Data from 1913 to 2020**. Disponível em: <https://www.usinflationcalculator.com/inflation/consumer-price-index-and-annual-percent-changes-from-1913-to-2008/>. Acesso em: 17 out. 2020.
- CUNHA, D. A. **Efeitos das mudanças climáticas globais na agricultura brasileira: análise da irrigação como estratégia adaptativa**. 128f. Tese (doutorado) – Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada, Universidade Federal de Viçosa (UFV), Viçosa, MG, 2010.
- DALL'ERBA, S.; CHEN, Z.; NAVA, N. J. U.S. Interstate Trade Will Mitigate the Negative Impact of Climate Change on Crop Profit. **American Journal of Agricultural Economics**. v. 103, n. 5, p. 1720-1741, 2021.
- DÊSCHENES, O.; GREENSTONE, M. The economic impacts of climate change: evidence from agricultural output and random fluctuations in weather. **American Economic Review**, v. 97, n. 1, p. 354-385, 2007.
- DINDA, S. Climate Change and Trade Opportunity in Climate Smart Goods in Asia: Application of Gravity Model. **The International Trade Journal**, v. 28, n. 3, p. 264-280, 2014.
- EMBRAPA – EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA. Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária **Visão 2030: o futuro da agricultura brasileira**. Brasília, DF: Embrapa, 212 p., 2018.
- EMBRAPA – EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA. **Aquecimento Global e a nova Geografia da Produção agrícola no Brasil**. 2008. Disponível em: <http://www.embrapa.br/publicacoes/tecnico/aquecimento-global.pdf>. Acesso em: out. 2020.
- EMBRAPA – EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA. **Soluções tecnológicas: Zoneamento Agrícola de Risco Climático – ZARC**. Disponível em: <http://embrapa.br/busca-de-solucoes-tecnologicas/-/produto-servico/3933/zoneamento-agricola-de-risco-climatico---zarc#:~:text=O%20m%C3%A9todo%20de%20Zoneamento%20Agr%C3%ADcola,por%20cultura%20e%20por%20munic%C3%ADpio%2C>. Acesso em: 10 nov. 2020.

FAO – FOOD AND AGRICULTURE ORGANIZATION OF THE UNITED NATIONS.

FAOSTAT - Food and agriculture data. Disponível em: <http://www.fao.org/faostat/en/#data>. Acesso em: 8 out. 2020.

FÉRES, J.; REIS, E.; SPERANZA, J. Assessing the Impact of Climate Change on the Brazilian Agricultural Sector. *In: 16th Annual EAERE Conference, 2008, Gothenburg. Proceedings of the 16th Annual EAERE Conference.* Gothenburg: EAERE, 2008.

FERGUSON, S.; GARS, J. Measuring the impact of agricultural production shocks on international trade flows. *In: ANNALS OF THE ANNUAL AGRICULTURAL AND APPLIED ECONOMICS ASSOCIATION.* Chicago. **Annals...** Chicago: AAEA, 2017.

FIGUEIREDO, E.; LIMA, L. R.; LOURES, A.; OLIVEIRA, C. Uma Análise para o Efeito-Fronteira no Brasil. **RBE**, Rio de Janeiro, v. 68, n. 4, p. 481-496, Out-Dez, 2014.

GREENE, W. H. **Econometric Analysis.** 71. ed. New York: Stern School of Business, New York University, 2012.

GREENE, W. H. **Export Potential for U.S. Advanced Technology Goods to India Using a Gravity Model Approach.** Office of Economics Working Paper, U.S. International Trade Commission, 2013.

HANIF, U.; SYED, S. H.; AHMAD, R.; MALIK, K. A. Economic Impact of Climate Change on the Agricultural Sector of Punjab. **The Pakistan Development Review**, 49:4, Part II (Winter 2010), p. 771-798, 2010.

HUANG, H.; VON LAMPE, M.; VAN TONGEREN, F. Climate Change and Trade in Agriculture. **Food Policy**, v. 36, p. S9-S13, 2011.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Áreas Territoriais.** Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/geociencias/organizacao-do-territorio/estrutura-territorial/15761-areas-dos-municipios.html?=&t=o-que-e>. Acesso em: 17 out. 2020a.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Produto Interno Bruto – PIB.** Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/explica/pib.php>. Acesso em: 17 out. 2020b.

INMETRO – INSTITUTO NACIONAL DE METROLOGIA, QUALIDADE E TECNOLOGIA. **Documentos complementares para Produção Integrada de Frutas.** Disponível em: <http://www.inmetro.gov.br/credenciamento/organismos/pif.asp>. Acesso em: 5 dez. 2020.

IPCC – INTERGOVERNMENTAL PANEL ON CLIMATE CHANGE. **Climate Change 2014: Synthesis Report.** Contribution of Working Groups I, II and III to the Fifth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change [Core Writing Team, R.K. Pachauri and L.A. Meyer (eds.)]. IPCC, Geneva, Switzerland, 151 p., 2014.

LINNEMANN, H. An Econometric Study of International Trade Flows. **Journal of the Royal Statal Society Series A (General)**, v. 130, n. 1, p. 633-634, 1966.

MAPA – MINISTÉRIO DA AGRICULTURA, PECUÁRIA E ABASTECIMENTO. **AGROSTAT – Estatísticas de Comércio Exterior do Agronegócio Brasileiro.** Disponível em: <http://indicadores.agricultura.gov.br/agrostat/index.htm>. Acesso em: out. 2020.

MILLER, T.; KIM, A. B.; ROBERTS, J. M. **2020 Index of Economic Freedom.** Washington: The Heritage Foundation, 2020. Disponível em: <http://www.heritage.org/index>. Acesso em: 1 dez. 2020.

- MDIC – MINISTÉRIO DO DESENVOLVIMENTO, INDÚSTRIA E COMÉRCIO EXTERIOR. **Estatísticas de Comércio Exterior – Comex Stat**. 2020. Brasil. Disponível em: <http://comexstat.mdic.gov.br/pt/geral>. Acesso em: 14 out. 2020.
- MENDELSON, R.; NORDHAUS, W.; SHAW, D. The Impact of Global Warming on Agriculture: A Ricardian Analysis. **American Economic Review**, v. 84, n. 4, p. 753-71, 1994.
- MENDELSON, R. The Impact of Climate Change on Agriculture in Developing Countries. **Journal of Natural Resources Policy Research**, v.1, n.1, p. 5-19, 2008.
- MENDELSON, R. The Impact of Climate Change on Agriculture in Asia. **Journal of Integrative Agriculture**, v. 13, n. 4, p. 660-665, 2014.
- NASA – NATIONAL AERONAUTICS AND SPACE ADMINISTRATION. **Giovanni**: The Bridge Between Data and Science. EARTHDATA. Disponível em: <https://giovanni.gsfc.nasa.gov/giovanni/#service=ArAvTs&starttime=&endtime=&variableFacets=dataFieldMeasurement%3ASurface%20Temperature%3B>. Acesso em: 20 set. 2020a.
- NASA – NATIONAL AERONAUTICS AND SPACE ADMINISTRATION. **Global Modeling in Assimilation Office**: Modern-Era Retrospective analysis for Research and Applications, Version 2. EARTHDATA. Disponível em: <https://gmao.gsfc.nasa.gov/reanalysis/MERRA-2/>. Acesso em: 20 set. 2020b.
- NGUYEN, T. S.; LEE, B. H. Analyses of the Potential Capabilities and Factors Affecting Vietnamese Fruit Exports. **Journal of Agricultural, Life and Environmental Sciences**. October, v. 32, n. 3, p. 255-267, 2020.
- NOBRE, C. A.; ASSAD, E. D.; OYAMA, M. D. O impacto do aquecimento global nos ecossistemas brasileiros e na agricultura. **Scientific American Brazil**, v. 80, p. 70-75, 2005.
- NORDHAUS, W. How fast should we graze the global commons? The American Economic Review, v. 72, n. 2, p. 242-246, 1982.
- NORDHAUS, W. Life After Kyoto: Alternative Approaches to Global Warming. **NBER**, Working Paper Series, National Bureau of Economic Research. Cambridge, MA, Dec. 2005.
- NUNES, E. S. **Ensaio sobre as exportações brasileiras de mamão**. 76f. Dissertação (mestrado) – Programa de Pós-Graduação em Economia Rural, Centro de Ciências Agrárias, Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, 2018.
- OLESEN, J. E.; BINDI, M. Consequences of Climate Change for European Agricultural Productivity, Land Use and Policy. **European Journal of Agronomy**, v. 16, n. 4, p. 239-262, 2002.
- SEO, N.; MENDELSON, R. A Ricardian analysis of the impact of climate change on South American farms. **Chilean Journal of Agricultural Research**, v. 68, n. 1, p. 69-79, 2008.
- SHELDON, I.; KHADKA, M. S.; PICK, D.; THOMPSON, S. R. Exchange rate uncertainty and US bilateral fresh fruit and fresh vegetable trade: an application of the gravity model. **Applied Economics**, v. 45, n. 152013, p. 2067-2082, 2012.
- PINTO, H. S.; ASSAD, E. D.; ZULLO JUNIOR, J.; ÁVILA, A. M. H. Variabilidade climática. In: HAMADA, E. (ed.). *Água, agricultura e meio ambiente no Estado de São Paulo: avanços e desafios*. Jaguariuna: Embrapa Meio Ambiente, 2003. Cap. I, 1 CD-ROM.

PREHN, S.; BRÜMMER, B.; GLAUBEN, T. Gravity model estimation: fixed effects vs. random intercept Poisson pseudo-maximum likelihood. **Applied Economics Letters**, v. 23, n. 11, 2016.

PÖYHÖNEN, P. A Tentative Model for the Volume of Trade between Countries. **Weltwirtschaftliches Archiv**, v. 90, p. 93-100, 1963.

REILLY, J.; HOHMANN, N.; KANE, S. Climate change and agricultural trade: Who benefits, who loses? **Global Environmental Change**, v. 4, n. 1, p. 24-36, 1994.

SANTOS, J. O.; ALVES, J. S. Mudanças climáticas, comércio intranacional e exportações agrícolas à luz do modelo gravitacional: estimativas para o nordeste brasileiro. **DRd – Desenvolvimento Regional em debate**, v. 10, p. 324-347, 2020.

SANGHI, A.; ALVES, D.; EVENSON, R.; MENDELSON, R. Global warming impacts on Brazilian agriculture: estimates of the Ricardian model. **Economia Aplicada**, v. 1, n. i, p. 7-33, 1997.

SIQUEIRA, O. J. F.; FARIAS, J. R. B.; SANS, L. M. A. Efeitos potenciais de mudanças climáticas globais na agricultura brasileira e estudos de adaptação para trigo, soja e milho. **Revista Brasileira de Agrometeorologia**, v. 2, n. 1, p. 115-129, 1994.

SILVA, J. M. C. S.; TENREYRO, S. The Log of Gravity. **The Review of Economics and Statistics**, v. 88, p. 641-658, 2006.

SILVA, J. M. C. S.; TENREYRO, S. Further simulation evidence on the performance of the Poisson pseudo-maximum likelihood estimator. **Economics Letters**, v. 112, n. 2, p. 220-222, 2011.

SCHWAN, S.; YU, X. Social Protection as a Strategy to Address Climate-induced Migration. **International Journal of Climate Change Strategies and Management**, v. 10, n. 1, p. 43-64, 2018.

SHEPHERD, B.; DOYTCHINOVA, H. S.; KRAVCHENKO, A. **The gravity model of international trade: a user guide [R version]**. Bangkok: United Nations ESCAP. 2019. Disponível em: <https://www.unescap.org/resources/gravity-model-international-trade-user-guide-r-version>. Acesso em: 20 out. 2020.

STARCK, S. C. **The theoretical foundation of gravity modeling: what are the developments that have brought gravity modeling into mainstream economics?** 2012. 77 f. Thesis (Master in Economics) – Copenhagen Business School, Denmark, 2012.

STERN, Nicholas. **The Stern review report on the economics of climate change**. Cambridge University Press, Cambridge, UK, 2006.

TIAN, X.; YU, X. The Quality of Imported Fruits in China. **Emerging Markets Finance & Trade**, v. 53, n. 7, p. 1603-1618, 2017.

TINBERGEN, J. **Shaping the world economy: suggestions for an international economy policy**. Nova York: Twentieth Century Fund, 1962.

THE HERITAGE FOUNDATION. **Explore the Data**. Disponível em: <https://www.heritage.org/index/explore?view=by-region-country-year&u=637443117365739029>. Acesso em: 10 out. 2020.

WORLD BANK. **DataBank:** World Development Indicators. Disponível em: <https://databank.worldbank.org/indicator/NY.GDP.MKTP.CD/1ff4a498/Popular-Indicators>. Acesso em: 6 nov. 2020.

WÖLWER, A. W.; BURGARD, J. P.; BREßLEIN, M. Gravity Models in R. **Austrian Journal of Statistics**, v. 47, p. 16-38, 2018.

ANÁLISE ESPACIAL DO CONSUMO DE ENERGIA ELÉTRICA NO CEARÁ: UM EXAME DESENVOLVIMENTISTA COM ESTRUTURAS VERTICAIS

Spatial analysis of electric energy consumption in Ceará: a developmental examination with vertical structures

Wendell Cassemiro da Silva

Economista. Mestre em Ciências Econômicas – Universidade Estadual de Ponta Grossa (UEPG). Técnico Administrativo na Agência Nacional de Energia Elétrica (ANEEL). wendellcasemiro@hotmail.com

Augusta Pelinski Raiher

Economista. Doutora em Ciências Econômicas – Universidade Federal do Rio Grande do Sul (UFRGS). Professora do Programa de Pós-Graduação em Ciências Econômicas, do Programa de Pós-Graduação em Ciências Sociais e do curso de Ciências Econômicas na Universidade Estadual de Ponta Grossa. apelinski@gmail.com

Resumo: O objetivo deste estudo foi avaliar os impactos do preço, do desenvolvimento humano, do programa Bolsa Família e da variação da atividade econômica no consumo de energia elétrica em baixa tensão nos municípios do estado do Ceará, no período entre 2005 e 2016, com uso de painel espacial. Os resultados evidenciaram a existência de dependência espacial nos dados. Foi verificado que tal demanda é elástica ao preço. Quanto ao desenvolvimento humano, este exerce efeito no referido consumo, entretanto, é significativo apenas a 10%, consequência provável da não significância estatística dos seus subíndices de saúde e renda. Ademais, o Programa Bolsa Família foi significativo para impactar o consumo de energia elétrica, embora apresente espaços para amadurecimento de seus impactos. Por fim, as flutuações da atividade econômica são relevantes para a determinação do consumo desse bem essencial.

Palavras-chave: consumo; energia elétrica; análise regional; econometria espacial.

Abstract: The aim of this study was to evaluate the impacts of price, human development, the Bolsa Família program and the variation of economic activity on low voltage electricity consumption in the municipalities of the State of Ceará, in the period between 2005 and 2016, with the use of spatial panel. The results showed the existence of spatial dependence in the data. It was found that such demand is price elastic. As for human development, this exerts an effect on that consumption, however it is significant only at 10%, a likely consequence of the statistical non-significance of its health and income sub-indices. Furthermore, the Bolsa Família Program was significant in impacting the consumption of electricity, although it has spaces for maturing its impacts. Finally, fluctuations in economic activity are relevant for determining consumption of this essential good.

Keywords: consumption; electric energy; regional analysis; spatial econometrics.

Classificação JEL: C23, D12 e R10.

1 INTRODUÇÃO

A maneira mais fácil de se imaginar a entrega de energia elétrica aos usuários finais é verificar que ela pode, considerando as estruturas necessárias, variar conforme seu nível de tensão. De acordo com Lucinda e Neto (2014), nesse aspecto classificatório, existem duas classes de consumidores: aqueles conectados em alta¹ e em baixa tensão. Contudo, a extensa maioria dos trabalhos sobre a demanda desse bem essencial² foca na análise por classes de consumo, ou análise horizontal. Logo, é comum verificar pesquisas sobre o consumo residencial, comercial ou industrial, por exemplo.

Não obstante, cabe frisar que, teoricamente, existe relevância em se avaliar os impactos de certos determinantes sobre estruturas semelhantes da demanda por energia elétrica, uma vez que as diferenças estruturais representam custos díspares na formação dos preços. Essa classificação, focada nas estruturas semelhantes e cujos custos de capacidade são agrupados por nível de tensão, de acordo com El Hage, Oliveira e Machado (2011), convencionou-se chamar de estrutura vertical. Nesse sentido, avaliar todos os consumidores conectados ao nível de baixa tensão permitiria verificar seu grau de sensibilidade ao preço e a outros determinantes. E esse é um dos diferenciais da presente pesquisa: trazer à pauta um estudo focado em análise vertical.

É preciso citar que o consumo de energia em baixa tensão requer estruturas menos robustas e, conseqüentemente, mais baratas quando comparadas àquelas que são demandadas pela alta tensão. Logo, é de se esperar uma maior sensibilidade desse mercado quando comparado com o mercado de alta tensão, pois no mercado de baixa tensão encontram-se os consumidores com maior sensibilidade às variações da renda.

Uma vez que a energia elétrica, enquanto bem de consumo, não apresenta diferenças quanto à qualidade do produto em si, representando homogeneidade, a forma de qualificá-la é relacioná-la com a qualidade de sua entrega. Nesse sentido, considerando que os mercados de serviços de distribuição de energia elétrica se caracterizam, entre outros aspectos, pela existência de subaditividade das funções de custo³, seu arranjo mais comum é o monopólio. Assim, dada a essencialidade desse tipo de serviço, houve também o direcionamento de controle de preços desse mercado por meio de regulação pública. Essa ação foi necessária especialmente porque a condição das empresas detentoras de outorga exclusiva para exploração dos serviços de distribuição é vantajosa quando comparada com a condição dos consumidores. Dessa forma, a ação do Estado nesse mercado é garantir que os preços praticados sejam artificialmente mais baixos que aqueles que o monopolista imporia se estivesse livre para fazê-lo (SILVA; RAIHER, 2020).

Ainda, é necessário descrever que alguns consumidores industriais podem estar conectados às redes de baixa tensão, bem como alguns consumidores típicos de baixa tensão podem estar conectados em redes de alta. Nesses exemplos contralógicos, a escolha contraria o óbvio devido às análises quanto ao preço e à demanda em cada caso.

Ademais, quanto menor a renda, maior o nível de sensibilidade e, por conseguinte, menor o consumo de energia elétrica (ANDRADE; LOBÃO, 1997). Assim, um dos objetivos específicos da presente pesquisa é verificar se a inelasticidade observada na maioria dos trabalhos da área se confirma quando estão em estudo as estruturas mais sensíveis às variações de preços e consumidores, referindo-se aos espaços cujos processos de desenvolvimento encontram-se em fase não amadurecida, como os cearenses.

1 O grupo de alta tensão, na prática, pode ainda ser subdividido em duas classes: média (< 230 kV) e alta (≥ 230kV) tensão.

2 Conforme Zuba (2017), dada a importância que o uso da energia elétrica tem em nossas vidas, ela é considerada essencial para a manutenção de nosso bem-estar.

3 Baumol (1977) foi o primeiro teórico a descrever a função de mercado que demonstra que, em alguns arranjos, o custo de existência de vários produtores ou prestadores de determinado serviço pode aumentar o custo total desse mercado.

Nesse sentido, é premente entender que a desigualdade existente em termos de desenvolvimento humano é oriunda das diferentes formas de acesso às dinâmicas econômicas influenciadoras das capacidades dos agentes e de seus processos (ACEMOGLU; ROBINSON, 2012). Por essa razão, medir o grau de influência do desenvolvimento humano para o consumo de bens essenciais, como a energia elétrica, parece-nos uma estratégia elegante para alcance de nossos objetivos.

De forma a seguir por essa linha construtiva, é necessário perceber que o índice de desenvolvimento humano (IDH) se traduz em um indicador multidisciplinar da sociedade. Diferentemente do que ocorre com o nível de desigualdade, por exemplo, em que a renda ou outra dimensão social é avaliada quanto ao seu patamar de concentração, aquele indicador avalia simultaneamente as condições de evolução social quanto aos subíndices de saúde, educação e renda. Dessa forma, é possível verificar, conjunta ou estratificadamente, como as condições de evolução social de desenvolvimento contribuem para a demanda de bens essenciais e/ou como podem influenciar o próprio processo de desigualdade.

Dadas essas considerações, este estudo avalia os impactos do preço, do desenvolvimento humano, do programa Bolsa Família e da variação da atividade econômica para o consumo de energia elétrica em baixa tensão nos municípios do estado do Ceará, no período entre 2005 e 2016.

A utilização do menor nível de informação (municipal) configura-se como um avanço empírico deste artigo. De forma geral, os trabalhos que apuram o nível de sensibilidade da demanda por energia elétrica utilizam-se de dados estaduais (agregados), o que, por vezes, pode gerar viés devido ao problema de Falácia Ecológica (PIANTADOSI; BYAR; GREEN, 1988).

Por último, a utilização da técnica econométrica-espacial para um estudo de demanda de energia elétrica em estado da Região Nordeste ainda não foi verificada na literatura. Assim, para alcançar os objetivos pretendidos, este trabalho está organizado em cinco seções, incluindo esta introdução. A seção dois apresentará as conclusões de trabalhos já realizados. Em seguida, será relatada a metodologia empregada na pesquisa. Depois disso, serão apresentados os resultados. Por último, serão tecidas considerações finais ao trabalho.

2 DEMANDA POR ENERGIA ELÉTRICA: EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS

O primeiro trabalho focado na análise acerca da demanda por energia elétrica foi desenvolvido por Houthakker (1951)⁴. No caso, foi estimada para as províncias da Grã-Bretanha, com dados de 1938 a 1948. Foram empregados como determinantes a renda média, o preço marginal da energia associada à tarifação em duas partes (estudo específico), o preço marginal do gás na composição das tarifas de energia elétrica e os estoques médios de equipamentos domésticos por consumidor. Contudo, foi da década de 1970 que houve uma onda de trabalhos impulsionadores da análise da demanda por energia elétrica. Entre o trabalho de Houthakker e este momento, as variáveis não econômicas estavam no centro do debate, como em Fisher e Keyser (1962). Todavia, foram as análises focadas em variáveis econômicas as maiores influenciadoras dos estudos conduzidos internacionalmente.

Nas pesquisas empíricas realizadas, o foco centrava-se tanto no estudo das classes de consumo, como em Mount, Chapman e Tyrrell (1973), como na apreciação do consumo agregado, como em Burney (1995). Nas análises mais contemporâneas, como em Ros (2017), que avaliou dados de 1972 a 2009 de 72 empresas de distribuição de energia elétrica nos Estados Unidos, verificou-se que o nível médio de sensibilidade da demanda ao preço da energia elétrica variou entre -0,40 e -0,61, para as residências; entre -0,33 e -0,77, para os comércios; e -0,60 para a indústria. Por sua vez, o nível médio de sensibilidade à renda variou entre 0,34 e 0,41, para o consumo residencial; entre 0,43 e 0,79, para o consumo comercial; e entre 1,3 e 4,6, para o consumo residencial.

4 A afirmação é descrita por Garcez e Ghirardi (2003), bem como por Souza, Mattos e Almeida (2017).

Logo, percebe-se que a sensibilidade média, quanto ao preço e à renda, dos consumidores conectados em baixa tensão para o país foi menor que aquela observada para consumidores conectados em alta tensão.

Quanto aos efeitos do desenvolvimento humano para a referida demanda, foram verificados os estudos realizados por Burney (1995) e Niu *et al.* (2013). No primeiro estudo, realizado para um conjunto de 97 países com dados de toda a década de 1980, demonstrou-se que variáveis condicionadoras de níveis mais elevados de desenvolvimento levam a maiores consumos de energia elétrica. No segundo, foi verificado que os países com níveis mais baixos de desenvolvimento são mais sensíveis às variações dos determinantes relacionados à renda e ao desenvolvimento.

Em análises com uso da técnica econométrica-espacial, Ohtsuka, Oga e Kakamu (2010) e Gomez, Filippini e Heimsch (2013) demonstraram que existe dependência espacial nos dados relacionados com o consumo de energia elétrica, bem como modelos espaciais melhoram o resultado das previsões.

Em uma perspectiva nacional, a primeira pesquisa de destaque foi realizada por Modiano (1984). Foi utilizada a técnica de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e dados em séries temporais para determinar as demandas de curto e longo prazo para o Brasil. Em seus resultados, ficou demonstrada a inelasticidade da demanda por energia elétrica em relação ao preço. Entre suas considerações mais importantes, destaca-se que uma avaliação concisa das elasticidades de tal demanda é imperativa para orientação de políticas públicas.

Por sua vez, Schmidt e Lima (2004), ainda em uma análise nacional, utilizaram Modelos de Vetores Autorregressivos com Vetor de Correção de Erros (VAR-VCE) e constataram que as demandas de longo prazo em relação ao preço eram inelásticas para as classes residencial -0,085, comercial -0,174 e industrial -0,129.

Entretanto, também foram observados resultados elásticos na literatura, a exemplo de Amaral e Lima (2006), para os quais tanto em período anterior à crise de fornecimento de energia de 2001 como no pós-crise, a demanda residencial brasileira foi elástica à renda e ao preço. Contudo, cabe salientar que a *proxy* de preço utilizada fugiu ao padrão empregado na literatura (preço médio) para utilizar a razão IPCA-Energia/IPCA.

Em análises regionais, em especial para a Região Nordeste, tem-se o trabalho de Garcez e Ghirardi (2003), os quais empregaram vários modelos dinâmicos para estimação da demanda residencial no estado da Bahia. O período utilizado (1994 a 2002) é similar ao analisado por Amaral e Lima (2006), contudo, a *proxy* de preço utilizada foi o preço médio real. Os pesquisadores observaram que a demanda residencial variou de -0,03 a -0,07 quando se analisa o preço. Logo, observou-se que, mesmo contemplando períodos de crise de oferta, quando utilizado preço médio, a demanda por energia residencial foi inelástica ao preço.

Para outras regiões do País, os trabalhos de Mattos e Lima (2005), Mattos *et al.* (2005) e Mattos *et al.* (2006) focaram no estado de Minas Gerais, analisando, respectivamente, as classes residencial, comercial e industrial, demonstrando, em todos os estudos, a existência de inelasticidade na demanda por energia elétrica, tanto em relação ao preço, quanto em relação à renda. Observou-se ainda que a sensibilidade média dos consumos mais alinhados à baixa tensão (residencial e comercial) foi maior que a verificada para alta tensão.

Quanto ao uso da técnica econométrica-espacial, verificamos a tese desenvolvida por Cabral (2017), na qual o autor aplicou tal metodologia às cinco macrorregiões brasileiras, analisando dados de 2004 a 2014. Como corolário, comprovou-se a existência de dependência espacial entre as macrorregiões do País para o consumo regional de energia elétrica, evidenciando ser inelástica a sensibilidade entre os determinantes analisados⁵.

5 As sensibilidades verificadas foram de 0,713 em relação à demanda anterior; 0,39 em relação ao número de unidades consumidoras; -0,152 em relação ao preço; 0,055 em relação à renda; e 0,037 em relação à temperatura.

Logo, a partir das análises realizadas em trabalhos anteriores, restou comprovado que a demanda por energia elétrica foi majoritariamente inelástica ao preço, inelástica à renda, e que características relacionadas com o desenvolvimento foram impulsionadoras do referido consumo.

3 ELEMENTOS METODOLÓGICOS

Este estudo verifica os níveis de elasticidade da demanda por energia elétrica em baixa tensão decorrentes das alterações no preço, no nível de desenvolvimento humano e seus subíndices, bem como do impacto gerado pelo principal programa de desenvolvimento de renda existente no Brasil e das flutuações da atividade econômica, considerando os municípios do estado Ceará, no período entre os anos 2005 e 2016, organizados em painel. Assim, nesta seção, serão abordados os modelos empíricos e a metodologia de estimação. Além disso, serão tratadas as motivações para a escolha do estado do Ceará, descritos os exames preliminares quanto às considerações socioeconômicas da região escolhida, e comentados os tratamentos realizados nos dados.

3.1 Os modelos empíricos e a metodologia espacial

A forma mais usual de apreciação da demanda por qualquer bem é verificada por meio das relações examinadas na teoria do consumidor. Assim, considerando que os demandantes têm uma restrição orçamentária, a solução ótima do problema enfrentado por eles é a escolha da melhor cesta de consumo que maximize sua utilidade. Em outras palavras, um consumidor, considerando os pressupostos técnicos de racionalidade⁶, escolherá a cesta de bens que maximize a utilidade que ele próprio dá ao conjunto de opções colocadas à sua disposição e pelas quais pode pagar (NICHOLSON; SNYDER, 2008).

Logo, é possível, a partir das concepções marshallianas sobre demanda, descrever a utilidade desse consumidor a partir de uma função do tipo Cobb-Douglas em que constam o preço, a renda e o preço de substitutos como determinantes. A equação (1) resume a concepção algébrica dessa proposição mais básica da teoria do consumidor.

$$C_i = P_i^\alpha \cdot Y_i^\beta \cdot PS_i^\gamma \quad (1)$$

$(\alpha < 0; \beta > 0; \gamma > 0)$

Nela, o subscrito *i* representa cada município; *C* identifica o consumo *per capita* de energia elétrica em baixa tensão; *P* identifica o preço médio da energia elétrica associada ao consumo em baixa tensão; *PS* identifica o preço de bens substitutos; e *Y* identifica a renda *per capita* dos consumidores. É necessário descrever que outro pressuposto de análise considera que a oferta de geração e transporte de energia elétrica é infinitamente elástica. Logo, todas as variações de consumo são atendidas por toda a cadeia necessária para levar a energia elétrica aos consumidores. Como as alterações de oferta, de modo a garantir tal pressuposto, somente podem ser atendidas com certo decurso de tempo, o modelo empregado considera tão somente previsões de longo prazo para tal fenômeno.

Após essa exposição teórica básica, é necessário, com intuito de alcançar os objetivos pretendidos, que ajustes sejam realizados na formulação descrita em (1). A primeira observação que se faz é que, muito embora tenha-se verificado na literatura a utilização do óleo combustível como um possível substituto para o consumo de energia elétrica, uma vez que alguns consumidores utilizavam geradores para produção de energia elétrica, no caso da energia elétrica em baixa tensão, atualmente, não existem substitutos globais efetivos. Logo, o termo PS_i^γ será excluído.

6 Preferências completas, reflexivas e transitivas.

Ainda, como na literatura percebe-se que existe forte correlação entre desenvolvimento e renda, a inclusão daquele objetivo específico na pesquisa exige a exclusão desta. Esse ajuste é forçoso em razão da possibilidade de a manutenção da renda gerar resultados superestimados devido à multicolinearidade entre esses determinantes (MILOCA; CONEJO, 2013). Nesse sentido, é imperativo esclarecer que a exclusão de um determinante importante como a renda pode gerar dúvidas quanto ao resultado do modelo. Contudo, como indicam Lesage e Pace (2009), por vezes, o estudo econômico, com intuito de obter informações complementares de determinado bem econômico, aceita pequenos ajustes em função de seu esclarecimento teórico. Dessa forma, em (1), foi excluído o item Y_i^β e incluída *proxy* relativa ao índice de desenvolvimento humano apurado por município (F_i^β).

Entretanto, a exclusão da renda requer certa compensação por sua saída. Assim, entraram, como variáveis de controle, os outros objetivos específicos de pesquisa: o Programa de desenvolvimento de renda Bolsa Família (BF_i^γ) e a variação da atividade econômica ($VPIB_i^\varphi$). A primeira foi escolhida para se avaliar se o referido programa serve, para o Ceará, como um possível indicador de renda mínima ou pobreza, conforme seu resultado. Por sua vez, a segunda foi escolhida porque foi identificado que dentro do período de pesquisa ocorreram duas crises econômicas: a primeira, iniciada em 2008, com efeitos no crescimento do País em 2009, sendo uma crise de origem externa; enquanto a segunda, de origem interna, se estabeleceu no País durante os anos de 2014 a 2016. Dessa forma, verificar o impacto que tais variações podem ter para o consumo de energia elétrica em baixa tensão pode auxiliar na fundamentação de políticas públicas. Assim, o primeiro modelo de estimação que será empregado nessa pesquisa segue a proposição contida na equação (2):

$$C_i = P_i^\alpha \cdot F_i^\beta \cdot BF_i^\gamma \cdot VPIB_i^\varphi \quad (2)$$

$(\alpha < 0; \beta > 0; \gamma < 0; \varphi > 0)$

Chamamos atenção para o sinal esperado do determinante relacionado com o Programa Bolsa Família (BF_i^γ), pois ele pode variar em função do estágio em que esteja na região de análise. Caso seja negativo, indicaria que o programa não alcançou seu objetivo e que, por consequência, seu resultado pode ser interpretado como uma *proxy* para o nível de pobreza ou dependência social. Por outro lado, caso seja positivo, indicaria que ele alcançou seu objetivo de desenvolver o nível de renda das famílias hipossuficientes, servindo como *proxy* de renda mínima local. Os demais sinais esperados estão alinhados com o contido na literatura.

A fim de permitir uma análise direta dos índices de sensibilidade dos determinantes, será realizada uma transformação monotônica, conforme proposto por Wilson (1971). Esse ajuste considera a aplicação de logaritmo em ambos os lados da igualdade contida em (2). Desse modo, a interpretação dos resultados da estimativa funcionaria como o nível de alteração da variável dependente em função de cada determinante. Assim, esse modelo será estimado conforme a equação (3) e será identificado como modelo 1 a partir de então.

$$\text{Log } C_i = \alpha \cdot \text{Log } P_i + \beta \cdot \text{Log } F_i + \gamma \cdot \text{Log } BF_i + \varphi \cdot \text{Log } VPIB_i \quad (3)$$

Contudo, para uma análise mais detalhada dos impactos do desenvolvimento humano sobre a demanda por energia elétrica em baixa tensão, será estimado outro modelo. Neste, o citado indicador socioeconômico descrito em (2) (F_i^β) será substituído por seus subíndices – saúde ($FS_i^{\beta 1}$),

educação ($FE_i^{\beta_2}$) e renda ($FR_i^{\beta_3}$). Logo, a segunda estimativa a ser realizada é, após os ajustes propostos por Wilson (1971), estruturada conforme equação abaixo. Esse modelo será citado a partir desse momento como modelo 2.

$$\begin{aligned} \text{Log } C_i &= \alpha \cdot \text{Log } P_i + \beta_1 \cdot \text{Log } FS_i + \beta_2 \cdot \text{Log } FE_i + \beta_3 \cdot \text{Log } FR_i \\ &+ \gamma \cdot \text{Log } BF_i + \varphi \cdot \text{Log } VPIB_i \end{aligned} \quad (4)$$

Quanto à metodologia a ser utilizada para estimar os modelos 1 e 2, será aplicada a técnica econométrica-espacial com dados em painel e estimador por máxima verossimilhança.

A técnica espacial “diferencia-se da convencional por incorporar explicitamente na modelagem os chamados efeitos espaciais” (ALMEIDA, 2012, p. 16). Esses efeitos são a dependência e a heterogeneidade espaciais. O primeiro, como consequência da primeira Lei de Tobler, estabelece que “tudo está relacionado com todo o resto, mas as coisas próximas estão mais relacionadas do que as coisas distantes” (TOBLER, 1970, p. 236, tradução nossa). Logo, os efeitos de um determinante ultrapassam as barreiras locais. O segundo efeito espacial diz respeito às diferentes respostas que as unidades espaciais podem apresentar entre si, uma vez que elas apresentam diferenças estruturais. Dessa forma, não tratar o espaço, quando ele é relevante para o conjunto de dados, gera viés nas estimativas.

A métrica espacial é determinada pela possibilidade de um conjunto analítico incluir a oportunidade de influência dos determinantes, da própria variável de estudo e dos termos de erro de uma localidade nas localidades de sua vizinhança, de modo a controlar a dependência espacial constante nos dados. Uma representação geral dessa métrica pode ser verificada nas equações (5.1) a (5.3).

$$y = \beta_0 + \rho W y + \beta X + W X \tau + \xi \quad (5.1)$$

$$\xi = \lambda W \xi + \varepsilon \quad (5.2)$$

ou

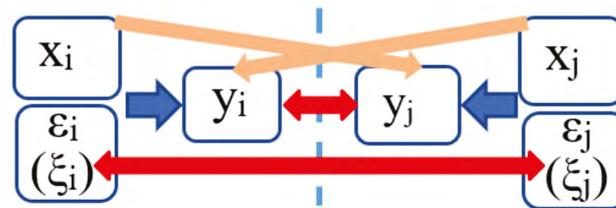
$$\xi = \gamma W \varepsilon \quad (5.3)$$

Os coeficientes ρ , λ e γ representam os níveis de relação espacial entre municípios vizinhos dos tipos $(y_i - y_j)$, $(x_i - x_j)$, $(\xi_i - \xi_j)$ e $(\varepsilon_i - \varepsilon_j)$, respectivamente. Uma orientação espacial dessas relações pode ser vista na Figura 1. Uma consequência desse conjunto de possibilidades é que existem diversas formas de controlar a dependência espacial. Contudo, para determinação de quais serão efetivamente empregadas, devem-se buscar justificativas teóricas plausíveis, sob pena de se realizar estimações à revelia (ANSELIN, 1988). Dessa forma, para esta pesquisa, serão empregadas quatro formas de controle da dependência espacial diferentes: Modelo de Defasagem Espacial (SAR), cuja relação de dependência espacial está na variável dependente, com efeitos globais⁷; Modelo de Erro Autorregressivo Espacial (SEM), com a defasagem espacial no termo de erro, também com efeitos globais; Modelo de Durbin Espacial (SDM), que inclui a defasagem espacial das explicativas, com efeito local⁸, ao modelo SAR; e Modelo de Durbin Espacial do Erro (SDEM), que inclui a defasagem espacial das explicativas, com efeito local, ao modelo SEM. Logo, os modelos a serem testados apresentam uma ideia de complementariedade.

7 Efeitos globais sugerem que eles se alastram por todo o conjunto de regiões.

8 Efeitos locais sugerem que eles perdem força, à medida que se afastam dos centros influenciadores.

Figura 1 – Arranjo espacial combinado do conjunto de diferentes formas de associação espacial⁹ empregadas



Fonte: Adaptado de Baller *et al.* (2001) e Almeida (2012).

Quanto à preferência pela utilização de dados em painel em detrimento das demais formas de organização de dados, esta fundamenta-se pelo fato de aumentar a eficiência do estimador, reduzir a influência de omissão de variáveis relevantes e invariantes no tempo, diluir o efeito de anos atípicos e controlar a heterogeneidade não observada por meio de modelos fixos ou aleatório (ALMEIDA, 2012; WOOLDRIDGE, 2014).

No tocante à escolha do estimador, Elhorst (2010) e Almeida (2012) concordam que a utilização do estimador por Máxima Verossimilhança (MV) garante a solução dos problemas de estimação existentes nas métricas espaciais escolhidas. Contudo, aparece um novo inconveniente: como entre as metodologias espaciais empregadas existem aquelas cuja autocorrelação espacial dos termos de erro é empregada (SEM e SDEM), o coeficiente de determinação (R^2) deixa de ser um indicador eficiente para determinar, entre as técnicas empregadas, qual melhor controla a dependência espacial e, por conseguinte, pode ser considerada a que apresenta os melhores resultados (ALMEIDA, 2012). Para superar essa questão, foram utilizados os critérios de informação de Akaike (AIC) e Bayes (BIC).

Por fim, o uso de variáveis instrumentais foi efetivado nos modelos 1 e 2, visando a evitar problemas de endogeneidade, conforme será comentado na seção 3.3, quando realizarmos comentários quanto à variável Preço (P_i).

3.2 Escolha da região analisada e informações preliminares

Para que os objetivos de pesquisa fossem alcançados, escolheu-se um estado cujo processo de desenvolvimento estivesse em fase não totalmente amadurecida, mas que apresentasse modificações ao longo do período analisado. Essa premissa se alinha com o objetivo de verificar se alterações no nível de desenvolvimento impactam o consumo. Ainda, era necessário que existissem dados dos determinantes propostos a nível municipal. Esse grau de informação é necessário para evitar a Falácia Ecológica, um problema que ocorre quando se tenta tirar conclusões para observações a partir de dados agregados (ROBINSON, 1950).

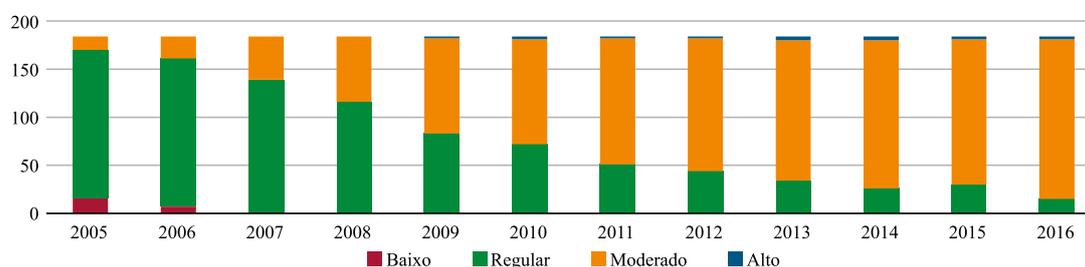
Nesse interim, o estado do Ceará apresentava, no início do período avaliativo, classificação de condição regular de desenvolvimento humano (0,49), obtendo, ao fim do período, um nível moderado (0,67). Logo, percebe-se que no decurso de tempo analisado, o estado do Ceará apresentou melhora nas condições de desenvolvimento sem, no entanto, chegar a níveis altos. Logo, a escolha dessa unidade da Federação apresenta duas vantagens para a presente análise: (i) não estar em nível alto de desenvolvimento, o que iria ferir os objetivos de pesquisa; e (ii) ter demonstrado evolução no período recente, o que refletirá nos resultados de pesquisa. O Gráfico 1 apresenta a evolução dos municípios cearenses e a classificação desse indicador.

⁹ Considerando apenas as setas que representam efeitos espaciais (cores vermelha e nude), no modelo SAR existe apenas a seta vermelha ligando as variáveis explicativas espacialmente relacionadas, e no modelo SEM existe apenas a seta vermelha ligando os termos de erro espacialmente relacionados. Os modelos SDM e SDEM, respectivamente, complementam os dois primeiros, incluindo tão somente as setas em cor nude.

Quanto aos resultados do desenvolvimento humano do último ano de pesquisa, salienta-se que o estado do Ceará apresenta classificação média (0,67), abaixo de todos os estados das regiões mais desenvolvidas do País. Essa informação qualifica nossa escolha pela unidade da Federação em análise, uma vez que ainda é também o primeiro estado em ordem de classificação fora desse grupo. Como meio de comparação, os três melhores classificados nesse indicador foram o Distrito Federal (0,78), São Paulo (0,76) e Santa Catarina (0,74). Por sua vez, os três últimos foram o Maranhão (0,53), o Amapá (0,53) e o Amazonas (0,50).

Por último, frisamos que o estado do Ceará não apresentava nenhum município com alto nível de desenvolvimento humano no período inicial de pesquisa, enquanto apenas três municípios (Eusébio, São Gonçalo do Amarante e Sobral) tinham alcançado esse resultado em 2016. Quanto ao nível de classificação moderado, o estado evoluiu de 7,61% (14 municípios) em 2005 para 90,22% (166 municípios) em 2016.

Gráfico 1 – Evolução da quantidade de municípios cearenses, por nível de desenvolvimento – 2005 a 2016



Fonte: Federação das Indústrias do Estado do Rio de Janeiro (Firjan).

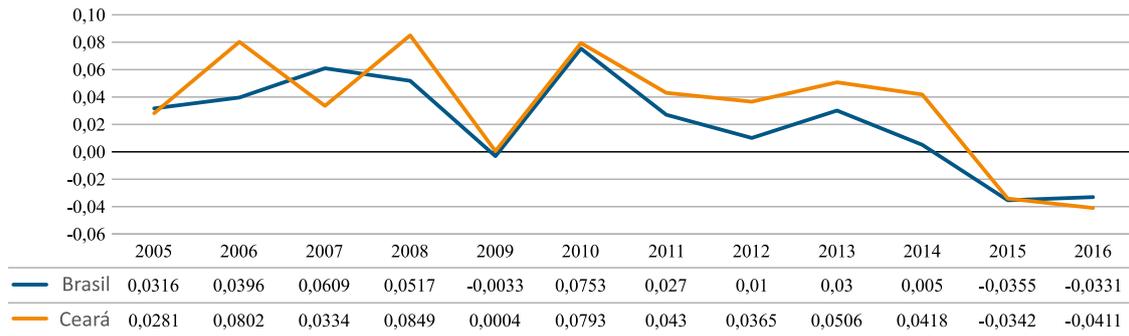
Nota: Dados trabalhados pela pesquisa.

Quanto aos dados necessários para a pesquisa, outro delimitador de escolha espacial, salienta-se que os dados estaduais (agregados) podem ser encontrados no sítio eletrônico da Agência Nacional de Energia Elétrica – ANEEL. Contudo, os dados detalhados por município não estão amplamente disponíveis. Essa foi outra razão pela escolha do Ceará. Para esse estado, tais informações constam no Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará (Ipece).

Por sua vez, como a variação da atividade econômica (VPIB_i) faz parte de nossa análise, cabe verificar que, no período de pesquisa, houve certa volatilidade do Produto Interno Bruto (PIB) cearense, com a existência de dois períodos recessivos (2009 e 2014-2015), conforme pode ser verificado no Gráfico 2, no qual também se fez uma comparação com os dados nacionais.

Uma observação mais focada nos setores econômicos demonstrou que o setor de serviços foi o principal influenciador da economia cearense. Verificou-se que esse setor evoluiu em sua composição, de 71,7% em 2005 para 76,1% em 2016. Na indústria, o Ceará demonstrou retração de sua participação na economia, tendo, ao final do período avaliativo, participação de 19,2%. O setor agropecuário foi o de menor participação em todos os períodos, fechando 2016 com apenas 4,7% de influência no PIB do estado.

Gráfico 2 – Variação real (%) do Produto Interno Bruto (PIB) – Brasil x Ceará – 2005 a 2016.



Fonte: IBGE/IPECE, organizado pela pesquisa.

Nota: Nova metodologia, referência 2010.

3.3 Banco de dados e tratamentos realizados

Para estimar os modelos 1 e 2, foram necessárias informações relacionadas ao consumo de energia elétrica em baixa tensão *per capita* e as variáveis explicativas selecionadas, todos a nível municipal. Para a análise relativa à variação da atividade econômica ($VPIB_i$), foi tomada a razão entre o valor do PIB municipal de cada ano e sua população, conforme dados do IBGE. Contudo, nas demais variáveis foram necessários alguns tratamentos, conforme segue:

- Preço (P_i)

De modo a estar alinhado à metodologia proposta para construção da variável dependente, o preço também foi construído visando a refletir a proporção das tarifas médias de cada classe de consumo e sua participação no agregado que compõe o consumo de baixa tensão por município.

Por exemplo, é possível que, em determinado município do Ceará, o consumo de energia elétrica em baixa tensão apresente a seguinte distribuição: 55% tenham decorrido do consumo da classe residencial, 20% tenham sido consumidos pela classe comercial e serviços, 10% tenham sido consumidos pela classe rural, 10% pela classe industrial e 5% pelas demais classes de consumo. Assim, após apuradas as tarifas médias para o consumo em baixa tensão em cada classe, conforme informações extraídas do sistema SAMP, a tarifa média atribuída à baixa tensão correspondeu à média ponderada dessas proporções.

Todavia, como identificado por Schmidt e Lima (2004) e Oliveira, Tavares e Tavares (2018), tende-se a ter simultaneidade entre preço e consumo de energia elétrica e, por isso, a endogeneidade precisou ser tratada. Seguindo a ideia proposta por Schutze (2015), foram utilizadas as Tarifas de Energia (TE)¹⁰ homologadas pela ANEEL como instrumento para a tarifa média. Dessa forma, foram consultadas todas as Resoluções Homologatórias (REH) de tarifas aprovadas pela ANEEL no período de análise, atribuídas à área de concessão do estado do Ceará. Portanto, os modelos 1 e 2 foram estimados em dois estágios, ressaltando que o instrumento utilizado no primeiro estágio se apresentou forte, conforme resultados obtidos pelo Teste F^{11} proposto por Stock e Yogo (2005).

- Consumo de energia elétrica em baixa tensão *per capita* (C_i)

10 A TE é um componente da tarifa aprovada pela ANEEL e que representa, entre outros, os custos associados à compra de energia elétrica. Dessa forma, ela representa um componente exógeno do modelo, o que exclui o problema de simultaneidade. Cabe salientar que a partir de 2012, após a criação do sistema de bandeiras tarifárias, foram utilizadas as TE relacionadas à bandeira verde como referência para este trabalho.

11 Resultados constantes na Tabela 4.

Conforme inferido anteriormente, o consumo de energia elétrica geralmente é analisado por classe de consumo (análise horizontal), e, normalmente, os bancos de dados seguem essa estrutura, sendo usados, em geral, a nível estadual. Contudo, informações nesse tipo de estrutura não atenderiam aos objetivos de pesquisa. Para resolver o entrave quanto ao nível de informação municipal, utilizaram-se as informações do site do Ipece, com algumas alterações, tendo em vista que as informações ainda se encontram classificadas por classe de consumo.

Para uma análise vertical focada na baixa tensão, recorreu-se a uma simplificação a partir de dados de outra estrutura. Utilizou-se a informação da proporção de energia consumida em baixa tensão em cada classe de consumo constante no Sistema de Acompanhamento de Dados de Mercado para Regulação Econômica (SAMP), de gestão da ANEEL, e considerou-se as referidas proporções fixas em todos os municípios do estado. Logo, após identificada essa proporção em cada classe de consumo, as parcelas associadas ao consumo em baixa tensão foram somadas por município. Depois, esse resultado foi dividido pela população estimada de cada ano, obtida do banco de dados do IBGE. Assim, a variável dependente nos modelos 1 e 2 reflete a demanda livre dos efeitos da variação populacional ao longo do tempo. O trabalho realizado pode ser compreendido por meio da Tabela 1.

Tabela 1 – Construção do consumo de energia elétrica em baixa tensão *per capita* por município

Consumo da classe (CC) no município <i>i</i> (MWh) (1)	Proporção do consumo por nível de tensão em cada classe (MWh) (2)	Consumo de baixa tensão no município <i>i</i> (MWh)	Consumo de energia elétrica em baixa tensão <i>per capita</i> por município <i>i</i> (MWh/habitante)
Residencial	Alta Tensão (a)	$CBT_i = \sum_b CC_i$	$C_i = \frac{CBT_i}{n^\circ \text{ habitantes}}$
	Baixa Tensão (b)		
Comercial	Alta Tensão (a)		
	Baixa Tensão (b)		
Industrial	Alta Tensão (a)		
	Baixa Tensão (b)		
Rural	Alta Tensão (a)		
	Baixa Tensão (b)		
Outras Classes	Alta Tensão (a)		
	Baixa Tensão (b)		

Fonte: Elaborado pelos autores.

Notas: (1) Dados verificados no Ipece; (2) Conforme proporção verificada no sistema SAMP/ANEEL.

– Desenvolvimento Humano (F_i) e seus subíndices (FS_i , FE_i e FR_i)

Para medir o nível de desenvolvimento humano em cada município do estado do Ceará, foi utilizado o Índice Firjan de Desenvolvimento Municipal (IFDM), da Federação das Indústrias do Estado do Rio de Janeiro. A escolha por essa base de dados está relacionada com a manutenção e homogeneidade de tratamento das informações ao longo de sua série histórica, o que determinou, inclusive, o período de pesquisa.

Salienta-se que nos casos em que, excepcionalmente, o indicador de determinado município não tenha sido apurado em algum ano por qualquer razão, foi considerada a média entre os índices obtidos nos anos anterior e posterior.

– Programa Bolsa Família (BF_i)

Os dados considerados para se analisar os efeitos do Programa Bolsa Família no consumo de energia elétrica em baixa tensão foram construídos a partir de duas informações: o número de

famílias que recebem recursos do programa (NF_i), obtido no site do Ipeadata; e a população (N_i), obtida no IBGE. O indicador BF_i foi elaborado da seguinte forma:

$$BF_i = \frac{NF_i}{(N_i / 100.000)} \quad (6)$$

O objetivo da construção dessa variável nos moldes propostos é permitir a comparação entre locais com diferentes tamanhos de população e neutralizar o crescimento populacional, permitindo assim a comparação, a médio e longo prazo, da influência desse programa para o consumo de energia elétrica em baixa tensão.

4 DETERMINANTES DO CONSUMO DE ENERGIA ELÉTRICA DOS MUNICÍPIOS DO CEARÁ

Inicialmente, analisou-se a evolução do consumo *per capita* de energia elétrica em baixa tensão no estado do Ceará, considerando todas as classes de consumo associadas a essa estrutura vertical. Os resultados evidenciam um crescimento de 71,73% entre 2005 e 2016, com retrações pequenas apenas nos anos de 2006 (-1,75%) e 2015 (-0,87%).

Ao focar em todos os municípios cearenses, observou-se que a média de consumo *per capita* de energia elétrica em baixa tensão praticamente dobrou no período de análise (Tabela 2). Esse evento pode estar associado às alterações no nível de renda e/ou desenvolvimento da população, conforme será investigado na presente pesquisa.

Tabela 2 – Estatística descritiva do consumo de energia elétrica em baixa tensão *per capita* nos municípios do Ceará – 2005 e 2016

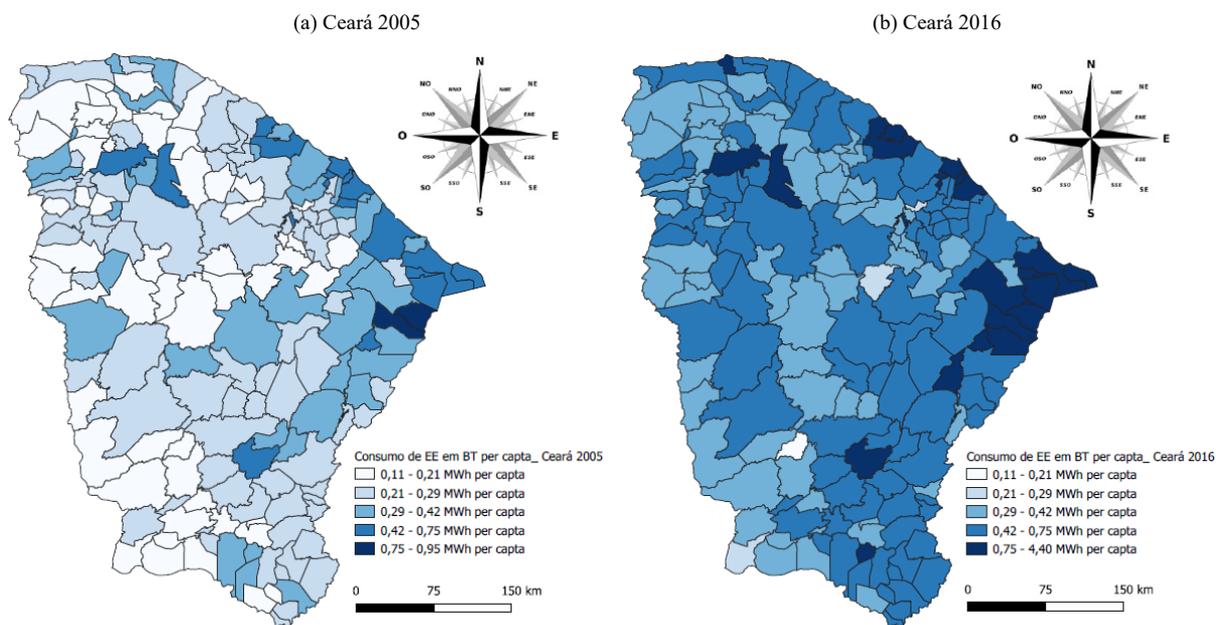
Ano	Média	Desvio-padrão	CV	Máximo	Mínimo
2005	0,28	0,13	0,45	0,95	0,11
2016	0,55	0,37	0,67	4,40	0,21

Fonte: Ipece/ANEEL, organizado pelos autores.

Ainda, é possível prever que essa variação ocorreu de forma não homogênea, uma vez que o coeficiente de variação também se ampliou dentro do período. Assim, a hipótese de ampliação da concentração espacial do referido consumo não pode ser descartada. Uma maneira simples e visual de se verificar tal fato é por meio da apreciação do mapa de distribuição do consumo nos períodos inicial e final, constante na Figura 2. Nesta, confirmamos o comportamento heterogêneo quanto à ampliação do referido consumo.

Nota-se ainda que os maiores consumos estão localizados no litoral nordeste do estado e na região leste, na fronteira com o Rio Grande do Norte. Observa-se também forte influência do consumo em torno da capital, Fortaleza, e que as regiões mais ao centro do estado e a região sudoeste cearense apresentam os menores consumos. Percebe-se ainda que existe adjacência entre as localidades com maior e menor consumo. Em outras palavras, há padrão de distribuição dessa demanda. Para poder confirmar essa observação, foi verificada a estatística *I de Moran* (Tabela 3).

Figura 2 – Distribuição do consumo de energia elétrica em baixa tensão *per capita* nos municípios do Ceará – 2005 e 2016



Fonte: Resultados da pesquisa, com uso do software QGIS.

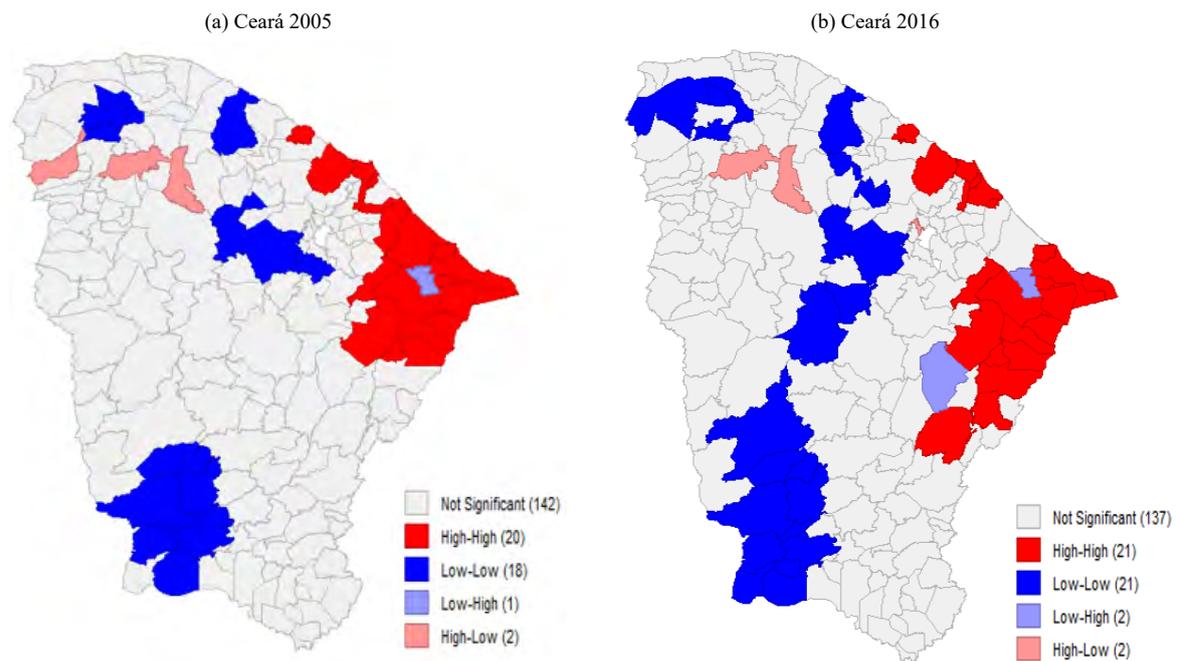
A análise de tais resultados demonstra a existência de autocorrelação espacial positiva e estatisticamente significativa. Ademais, é notório observar que houve diminuição do indicador ao longo do tempo, o que indica a existência de um padrão concentrador que vem perdendo força com o decorrer do tempo. Verifica-se também que não há evidência concreta de uma caracterização de arranjo de adjacência prevalecente entre as matrizes de vizinhança testadas nos períodos inicial e final. Contudo, a análise do conjunto de dados demonstrou que, nos exercícios mais recentes, a matriz que melhor captura a dependência espacial é a matriz do tipo Rainha, a qual será empregada nas estimativas.

Tabela 3 – Estatística *I de Moran* do consumo de energia elétrica em baixa tensão *per capita* no Ceará em 2005 e 2016

Variável	Ano	Rainha	Torre	4 vizinhos	5 vizinhos	6 vizinhos
Ceará	2005	0,4771	0,4710	0,4818	0,4488	0,4216
	2016	0,2148	0,2068	0,1989	0,1893	0,1846

Fonte: Resultados da pesquisa com uso do Software Geoda. Nota: Todos significativos a 1%.

As conclusões sobre a existência de autocorrelação espacial podem ser confirmadas a partir da apreciação do mapa de *clusters*, conforme Figura 2. Da análise do mapa, é possível confirmar a presença de padrão associativo espacial. Observa-se que o conjunto de *clusters* do tipo alto-alto é mais concentrado em torno da capital (Fortaleza), com um deslocamento para as regiões mais a sudeste. Enquanto isso, os *clusters* do tipo baixo-baixo intensificaram-se na região central, formando um corredor na direção norte-sul.

Figura 3 – Mapa de *clusters* espaciais do consumo de energia elétrica em baixa tensão *per capita* nos municípios do Ceará – 2005 e 2016

Fonte: Resultados da pesquisa, com uso do Software Geoda.

Por isso, uma das primeiras conclusões da pesquisa está no fato de que se fazem necessárias políticas estaduais de fortalecimento da dinâmica econômica do interior do estado do Ceará. Essa necessidade fica evidente quando se percebe que as regiões interioranas concentram em si um baixo consumo desse bem essencial e que, ainda, houve uma ampliação significativa em número de municípios. O ponto central de análise deve, portanto, concentrar-se nos fatores que conduziram a tais transformações.

Com o objetivo de identificar esses fatores, estimaram-se os modelos 1 e 2. Foram realizados testes estatísticos (Tabela 4), os quais evidenciaram que: (i) a variável instrumental utilizada (TE) é forte; (ii) a heterogeneidade não observada é relevante e seu melhor tratamento se dá por meio de efeitos fixos; e (iii) existe dependência espacial nos dados (Teste de Hausman espacial).

Tabela 4 – Testes estatísticos pré-espaciais dos modelos analisados pela pesquisa

Teste estatístico	Modelo 1	Modelo 2
Teste F (a) (resultado)	2459,55	1888,6
Teste F (a) (p-valor do teste)	2,20E-16	2,20E-16
Teste F (b) (resultado)	29,37	31,63
Teste F (b) (p-valor do teste)	2,20E-16	2,20E-16
Teste de Hausman Espacial (c) (resultado)	74,3	76,49
Teste de Hausman Espacial (c) (p-valor do teste)	2,81E-16	1,89E-14
Teste CD de Pesaran (d) (resultado)	223,79	154,19
Teste CD de Pesaran (d) (p-valor do teste)	2,20E-16	2,20E-16

Fonte: Resultados da pesquisa.

Notas: (a) Conforme Stock e Yoko (2005), para verificar se o instrumento utilizado é fraco (hipótese nula).

(b) Para verificar se a heterogeneidade não observada é irrelevante (hipótese nula).

(c) Para verificar se a heterogeneidade não observada é aleatória (hipótese nula).

(d) Para verificar se não existe dependência espacial nos dados (hipótese nula).

Devido à existência de dependência espacial, conduzir o estudo do consumo de energia elétrica em baixa tensão sem a devida modelagem das relações espaciais pode levar a estimativas viesadas (ANSELIN, 1988). Esse resultado foi confirmado pela estimação da métrica de painel a-espacial para ambos os modelos empregados, em que a elasticidade-preço mostrou-se positiva (0,4276 no modelo 1 e 0,2866 no modelo 2), o que contraria a lógica econômica. Esta, possivelmente, é uma das razões para a inexistência de estudos relacionados com análise vertical de consumo de energia elétrica: devido à existência de significativa autocorrelação espacial nos dados, seu não tratamento leva ao viés verificado nas estimativas sem controle do espaço.

De posse desses resultados, os modelos 1 e 2 foram estimados conforme descrito na subseção 3.1. Os resultados dos critérios de informação, com vistas a identificar o melhor modelo espacial, podem ser vistos na Tabela 5. Como corolário, para ambos os modelos analisados, a melhor forma de controle da dependência espacial é por meio do Modelo de Durbin Espacial (SDM). Esse resultado está alinhado com outros verificados na literatura, a exemplo dos trabalhos de Gomez, Filippini e Heimsch (2013) e Cabral (2017).

Tabela 5 – Resultados dos critérios de informação de Akaike (AIC) e Bayes (BIC) para os modelos analisados

Critério de Informação	Modelo 1				Modelo 2			
	SAR	SEM	SDM	SDEM	SAR	SEM	SDM	SDEM
AIC	9.620,60	9.685,25	9.472,35	9.483,84	9.550,42	9.609,18	9.375,77	9.388,14
BIC	10.703,57	10.768,22	10.578,12	10.589,61	10.644,79	10.703,55	10.504,34	10.516,70

Fonte: Resultados da pesquisa.

Para a apreciação completa dos resultados do melhor modelo espacial, é preciso verificar que no modelo SDM existe o transbordamento espacial dos efeitos da variável dependente. Esse transbordamento, em parte, pode representar efeitos indiretos das variáveis explicativas. Dessa forma, além de as variáveis explicativas estarem elucidando local e espacialmente a variável explicada, existem efeitos sobre a variável dependente a partir das relações desta espacialmente com sua vizinhança, o que gera impactos diretos e indiretos nas estimativas. Dessa forma, seguindo os processos propostos por Lesage e Pace (2009), os resultados dos modelos 1 e 2 para o Ceará foram estimados para o modelo SDM e constam nas Tabelas 6 e 7.

Percebe-se, a partir da análise do modelo 1 (Tabela 6), que o efeito do consumo de energia elétrica em baixa tensão é altamente significativo para explicar a demanda pelo mesmo bem nas unidades espaciais vizinhas. Isso significa que se a demanda por energia elétrica em baixa tensão aumentar em determinado município, a demanda nos municípios do envoltório tende a se elevar também, existindo um efeito de transbordamento do consumo. Esse resultado está alinhado com o que se observou em trabalhos anteriores, como em Cabral (2017), em que a temática espacial foi empregada, e os efeitos espaciais da própria demanda por energia elétrica é influenciadora do mesmo consumo em regiões vizinhas.

No tocante à sensibilidade ao preço, notou-se que a referida demanda se mostrou elástica (-1,98), o que difere da maioria dos trabalhos pesquisados. Portanto, alterações no preço têm um impacto expressivo na variação da demanda por energia elétrica. Nesse sentido, um pequeno aumento na tarifa, na média, retrai mais que proporcionalmente o seu consumo (e vice-versa).

Esse fato reforça a necessidade de políticas públicas que estabeleçam mecanismos estruturais de compensação de flutuação de preços para as populações hipossuficientes em renda, em especial nas regiões, como no estado do Ceará, que sofrem sobremaneira com os aumentos das tarifas de energia elétrica. Obviamente, dado que ajustes regulatórios no mercado de energia elétrica brasileiro somente podem ser implementados em âmbito nacional, é necessário que haja sensibilidade por parte de nossos representantes para uma maior atenção a esse fato. Pois, muito embora análises

de consumo aplicadas ao País tenham evidenciado inelasticidade do consumo em relação ao preço, como em Schmidt e Lima (2004), Mattos e Lima (2005) e Cabral (2017), para regiões de menor desenvolvimento econômico, isso se mostrou ainda não ser uma realidade.

Nota-se ainda que o efeito espacial do consumo de energia elétrica em baixa tensão é positivo, com elevada significância estatística (0,3175). Isso significa que se o consumo de energia elétrica em baixa tensão aumentar em determinado município cearense, a demanda em seu envoltório tende a aumentar. Nesse sentido, também é necessário reforçar os efeitos que essa dinâmica econômica pode ter e sua ligação com eventuais políticas públicas. Por exemplo, é possível perceber que eventuais incentivos que levem à ampliação do consumo de energia elétrica em baixa tensão, como incentivos para formação de centros comerciais em determinada localidade, terão seus efeitos ampliados para as regiões em volta da localidade de aplicação.

Tabela 6 – Efeitos Diretos e Indiretos do modelo SDM sobre a demanda por energia elétrica em baixa tensão com base no modelo 1 para o estado do Ceará – 2005 a 2016

Log C	SDM	Efeitos – SDM		
		Efeito Direto (a)	Efeito Indireto (a)	Efeito Total (a)
W(Log C)	0,3175*** (0,0279)	-	-	-
Log P		-1,3825*** (0,1472)	-0,5988*** (0,1022)	-1,9813*** (0,2279)
Log F		0,1200(.) (0,0645)	0,0519(.) (0,0287)	0,1719(.) (0,0925)
Log BFp		0,0924* (0,0456)	0,0400* (0,0209)	0,1324* (0,0660)
Log VPIB		0,1041** (0,0393)	0,0451* (0,0182)	0,1492** (0,0570)
W(Log P)	1,6136*** (0,1469)	-	-	-
W(Log F)	0,4158*** (0,0823)	-	-	-
W(Log BFp)	0,1930** (0,0684)	-	-	-
W(Log VPIB)	- 0,0279 (0,0577)	-	-	-

Notas: (a) Resultados obtidos por meio do pacote *spml* no software *R*stúdio. Entre parênteses estão discriminados os Erros-padrão robustos. (***) significativo a 0,1%; (**) significativo a 1%; (*) significativo a 5%; (.) significativo a 10%; () não significativo.

Quanto aos efeitos do desenvolvimento humano para a demanda por energia elétrica em baixa tensão *per capita* no Ceará, percebe-se que eles são significativos apenas ao nível de significância de 10%, com índice de sensibilidade de 0,17. Entretanto, é possível verificar que os efeitos espaciais de tal determinante foram mais significativos e influentes (0,42) espacialmente. Esse fato corrobora a ideia de que a efetivação de políticas públicas que ampliem o nível de desenvolvimento humano nos municípios cearenses acarreta uma ampliação espacial do consumo de energia elétrica, dado que a aplicação de recursos em determinado município extrapola seus limites geográficos, sendo, inclusive, de maior impacto que localmente. Esse fato ocorre em consequência do transbordamento dos efeitos do desenvolvimento humano espacialmente e sugere que os efeitos espaciais são maiores que os efeitos locais enquanto o indicador não tem alta significância estatística localmente. Essas conclusões serão mais bem corroboradas quando se analisar a abertura dos subíndices de desenvolvimento humano, o que será realizado no modelo 2.

No tocante à influência do Programa Bolsa Família, percebe-se que ele atingiu seu objetivo, podendo ser considerado uma *proxy* para renda mínima, uma vez que esta variável foi significativa a um nível de significância de 5%, e seu grau de impacto para o consumo de energia elétrica em baixa tensão nos municípios de Ceará foi de 0,13. Isso significa dizer que se o número de famílias

que recebem o programa aumentar em 1%, a demanda por energia elétrica em baixa tensão tende a aumentar em 0,13%. Foi verificado também que o nível de significância e de sensibilidade é maior espacialmente (0,19) que localmente (0,1324), o que, conforme intuição verificada na análise do desenvolvimento humano, sugere que o efeito espacial de uma variável explicativa tem maiores impactos que aqueles verificados localmente.

Ainda, é possível concluir que a variação da atividade econômica é significativa a 1% para determinar o consumo de energia elétrica em baixa tensão no Ceará, e que seu nível de afetação, na média, é de 0,15. Destarte, se em determinado momento ocorrer a retração da atividade econômica em 1% num município, como ocorre atualmente em função da crise sanitária da Covid-19, o consumo de tal bem essencial retrai em 0,15%.

Esse fato reforça a importância de políticas de preços subsidiados para as famílias hipossuficientes em momentos de crise, como as implantadas pela Medida Provisória nº 950/2020, dado o impacto comprovado para o consumo de tal bem, especialmente para a população mais carente do estado.

Por fim, a variação da atividade econômica não foi significativa para explicar espacialmente as variações no consumo de energia elétrica em baixa tensão no Ceará, não havendo transbordamento dos seus efeitos, indicando que reduções da atividade econômica de um município não necessariamente afetam o consumo de energia elétrica no seu envoltório.

A fim de entendermos melhor os impactos do desenvolvimento humano para o consumo de energia elétrica em baixa tensão no Ceará, uma estimação do modelo 2 (Tabela 7) foi realizada. Nela, o desenvolvimento humano foi detalhado em seus subíndices de desenvolvimento relativos à saúde, educação e renda.

Verifica-se que apenas o subíndice de desenvolvimento humano relativo à educação nos municípios do Ceará foi capaz de impactar o consumo de energia elétrica em baixa tensão, apresentando alta significância estatística em sua influência local e nível de sensibilidade de 0,34. O resultado verificado indica que investimentos que ampliem em 1% o índice de desenvolvimento relacionado com educação, na média, ampliam em 0,34% a referida demanda localmente. Ainda, elevam em 0,81% o nível de consumo desse bem essencial no envoltório. Logo, a aplicação de políticas voltadas à educação básica, como a estudada por Araújo, Leite e Andriola (2019) no Ceará, conduzem a efeitos que ultrapassam as localidades de sua aplicação, ampliando local e espacialmente a demanda por bens essenciais, como a energia elétrica.

No Ceará, os níveis de desenvolvimento humano relativos à saúde e renda não conseguem influenciar localmente a referida demanda. Essa é uma explicação plausível para o baixo nível de significância estatística (10%) verificado para o índice geral de desenvolvimento humano (F), observado anteriormente. Contudo, é preciso enfatizar que, espacialmente, o subíndice relativo à saúde é significativo (1%), e que seu nível de sensibilidade é de -0,17.

A princípio, pode parecer contraintuitivo imaginar que o efeito espacial de ampliação de qualquer subíndice de desenvolvimento humano seja negativo, todavia é possível encontrar uma explicação razoável. Albuquerque *et al.* (2017) identificaram que a formação de corredores econômicos no litoral do Nordeste, por exemplo, foi um dos motivadores das desigualdades no Brasil. Como uma de suas consequências, a distribuição dos serviços de saúde é concentrada em torno das áreas economicamente mais ativas, o que requer expressiva movimentação dos pacientes das regiões mais pobres em busca de atendimento.

Assim, tal fluxo migratório é a possível explicação para o resultado encontrado. Dentro do período de análise, o Ceará experimentou expressiva mudança do perfil de desenvolvimento de saúde, passando de majoritariamente baixo/regular (84,32%) para majoritariamente moderado/alto (99,46%). Dessa forma, por exemplo, imagine que tenha sido criada uma unidade de saúde em localidade onde antes inexistia atendimento. Percebe-se, intuitivamente, que o consumo de energia elétrica em baixa tensão irá aumentar nessa localidade em função da própria instalação médica.

Contudo, o consumo de energia elétrica em baixa tensão tende a diminuir nas cidades próximas devido aos fluxos de indivíduos que buscam atendimento.

Tabela 7 – Efeitos Diretos e Indiretos do modelo SDM sobre a demanda por energia elétrica em baixa tensão com base no modelo 2 para o estado do Ceará – 2005 a 2016

Log C	SDM	Efeitos – SDM		
		Efeito Direto (a)	Efeito Indireto (a)	Efeito Total (a)
W (Log C)	0,2288*** (0,0294)	-	-	-
Log P		-1,3755*** (0,1424)	-0,3887*** (0,0800)	-1,7642*** (0,2000)
Log FS		- 0,0063 (0,0352)	- 0,0018 (0,0102)	- 0,0080 (0,0454)
Log FE		0,2682*** (0,0696)	0,0758*** (0,0244)	0,3440*** (0,0909)
Log FR		- 0,0184 (0,0219)	- 0,0052 (0,0064)	- 0,0236 (0,0282)
Log BFp		0,0733(.) (0,0410)	0,0207 (0,0124)	0,0940(.) (0,0529)
Log VPIB		0,1099** (0,0389)	0,0311* (0,0128)	0,1410** (0,0570)
W (Log P)	1,5235*** (0,1447)	-	-	-
W (Log FS)	- 0,1735** (0,0563)	-	-	-
W (Log FE)	0,8059*** (0,1035)	-	-	-
W (Log FR)	0,0402 (0,0466)	-	-	-
W (Log BFp)	0,1207(.) (0,0683)	-	-	-
W (Log VPIB)	- 0,0124 (0,0569)	-	-	-

Notas: (a) Resultados obtidos por meio do pacote *spml* no software *R*stúdio. Entre parênteses estão discriminados os Erros-padrão robustos. (***) significativo a 0,1%; (**) significativo a 1%; (*) significativo a 5%; (.) significativo a 10%; () não significativo.

Ademais, é padrão ainda a maior sensibilidade dos subíndices de desenvolvimento humano espacialmente (saúde e educação) do que seus respectivos resultados locais, característica que ocorreu também na análise do indicador de desenvolvimento humano (F). Esse resultado reforça a intuição espacial observada no modelo 1 de que os efeitos espaciais são maiores que os efeitos locais até que estes sejam significativos estatisticamente. É importante frisar que essa ratificação de resultados inicialmente parecia contralógica, pois esperava-se que os efeitos locais fossem mais fortes; contudo, esses resultados sugerem que em localidades onde os índices de desenvolvimento não se encontram totalmente amadurecidos, os efeitos espaciais são mais intensos do que os efeitos locais. Essa inferência fortalece a importância da aplicação e resiliência de políticas públicas voltadas à ampliação dos indicadores socioeconômicos de desenvolvimento humano, pois, na prática, inicialmente seus resultados têm efeitos de espraiamento espacial maiores que seus efeitos locais.

De forma a complementar a análise relativa aos efeitos do Programa Bolsa Família (Log BF) no modelo 1, no qual foi significativo, o resultado da variável de desenvolvimento humano relativo à renda (Log FR) no modelo 2 demonstra que esta variável explicativa ainda não é capaz de influenciar a demanda por energia elétrica em baixa tensão. A melhora deste indicador socioeconômico pode ser alcançada pela diminuição do desemprego, pelo aumento real da renda, mas também pela ampliação de beneficiários do Programa Bolsa Família ou mesmo pelo aumento do valor do benefício. Assim, a partir dos resultados da pesquisa, pode-se concluir que, embora o Programa Bolsa Família possa ter alcançado seu objetivo de servir como *proxy* de renda mínima, ele tem espaço

para fortalecimento no estado do Ceará, uma vez que ainda há espaço para se elevar o nível de influência do desenvolvimento humano relativo à renda sobre a demanda por energia elétrica em nível de baixa tensão.

Por fim, é possível perceber, a partir dos resultados da estatística *I de Moran* dos resíduos dos modelos (Tabela 8), que o modelo de Durbin Espacial (SDM) aplicado por meio da técnica econométrica espacial aos pressupostos teóricos estabelecido nas equações (3) e (4) foi capaz, de forma geral, de controlar a dependência espacial verificada inicialmente.

Esse resultado reforça que, na existência de dependência espacial nos dados, a técnica espacial é essencial para estimativas mais apuradas, corrigindo inclusive eventuais resultados viesados verificados nas estimativas sem controle da dependência espacial. A exceção a essa conclusão é verificada nos anos mais acentuados em termos de crises econômicas (2009 e 2014). Nesse caso, os modelos espaciais não foram capazes de controlar totalmente a dependência espacial, mas apenas de mitigar seus efeitos.

Tabela 8 – Resultados do controle da dependência espacial

<i>I de Moran</i> dos resíduos dos Modelos			p-valor da estatística <i>I de Moran</i> dos resíduos		
Ano	Modelo 1	Modelo 2	Ano	Modelo 1	Modelo 2
2005	-0,044	0,0106	2005	0,1910	0,3520
2006	-0,013	-0,0048	2006	0,4370	0,4850
2007	-0,0186	0,0854*	2007	0,3940	0,0360
2008	0,0236	-0,0023	2008	0,2700	0,0690
2009	0,0786*	0,154*	2009	0,0250	0,0040
2010	-0,0342	-0,0041	2010	0,2930	0,3220
2011	-0,001	-0,0293	2011	0,3550	0,1270
2012	-0,0829*	-0,0095	2012	0,0450	0,4650
2013	-0,0126	0,0715	2013	0,4270	0,0690
2014	0,0898*	0,1223*	2014	0,0270	0,0080
2015	0,0043	0,0433	2015	0,4040	0,1440
2016	-0,024	0,0276	2016	0,3420	0,2350

Notas: Significância estimada com base em 999 permutações apenas para o modelo SDM aplicado aos modelos 1 e 2. (*) significativo a 5%.

Assim, é necessário reforçar que, em momentos de crise econômica, é necessária a ampliação de políticas públicas voltadas à manutenção de acesso a bens essenciais, como o aumento dos valores de auxílios financeiros. Essa conclusão é reforçada em função da diminuição dos efeitos espaciais sob essas condições. Em condições de normalidade, os efeitos da aplicação de políticas públicas são ampliados devido aos resultados espaciais. Todavia, em situações de retração da atividade econômica, os efeitos espaciais ficam enfraquecidos, razão pela qual as ações anticíclicas devem ser exercidas com um esforço ainda maior por parte do poder público, quando comparadas a momentos de menor tensão econômica.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

A ideia central deste artigo foi investigar o impacto da dinâmica do preço, do desenvolvimento humano, do Programa Bolsa Família e da variação da atividade econômica sobre a demanda por energia elétrica em baixa tensão *per capita* no estado do Ceará.

A observação descritiva e distributiva dos dados demonstrou um avanço em termos de consumo de energia elétrica em baixa tensão *per capita*, indicando uma melhora do bem-estar no estado. Esse resultado está alinhado com a evolução do índice geral de desenvolvimento humano verificado no Ceará no período de análise (2005-2016).

Contudo, em termos de distribuição, percebe-se um padrão de concentração espacial, indicando que algumas áreas tendem a ter certa homogeneidade. Ainda, verifica-se que esse padrão ocorreu com a formação de um intenso *cluster* do tipo baixo-baixo no interior do estado. Dessa forma, como verificado em outras pesquisas, a exemplo de Albuquerque *et al.* (2017), são necessárias políticas públicas de fortalecimento da dinâmica econômica do interior do Ceará para influenciar o consumo de bens essenciais, como a energia elétrica em baixa tensão.

Na análise econométrica, identificou-se que o consumo de energia elétrica em baixa tensão no Ceará é fortemente elástico ao preço (-1,98). Esta evidência é uma contribuição importante desta pesquisa: a demanda por energia elétrica em baixa tensão numa região onde o processo de desenvolvimento humano ainda não está amadurecido é fortemente elástica ao preço. Reforça-se aqui que, em virtude de tal conclusão, o poder público deve estar atento a regiões com essas características de forma a ampliar políticas públicas voltadas a mitigar esse efeito.

Ainda, restou demonstrada que a dinâmica econômica presente nesse tipo de composição de consumo é refletida no resultado do impacto espacial do preço, evidenciando que quando o preço aumenta em um determinado município do estado do Ceará, há tendência de migração de consumo para cidades do envoltório.

Verificou-se ainda que os impactos da atividade econômica são significativos para influenciar tal demanda, fazendo, por exemplo, que períodos impactantes para a economia, como a crise sanitária da Covid-19, influenciem negativamente o consumo desse bem essencial. Dessa forma, ficou evidenciado que o fortalecimento de políticas de subsídios tarifários são um importante instrumento de políticas públicas voltadas a dirimir o efeito de crises econômicas sobre o consumo de energia elétrica em baixa tensão.

A análise do impacto do Programa Bolsa Família demonstrou que a política de desenvolvimento de renda alcançou seu objetivo de servir como *proxy* de renda mínima. Todavia, a observação complementar do resultado do subíndice de desenvolvimento humano relativo à renda demonstrou que existe espaço para ampliação do referido programa, com vistas a tornar esse indicador capaz de influenciar o consumo de energia elétrica em baixa tensão local e espacialmente, o que não ocorreu a partir dos resultados econométricos.

Quanto à análise do desenvolvimento humano, o indicador geral demonstrou baixa significância estatística, o que ocorreu devido aos subíndices de saúde e renda não serem capazes ainda de influenciar tal demanda. Verificou-se que o subíndice de desenvolvimento humano relativo à saúde apresentou início de um processo de relevância, contudo seu efeito local ainda não é significativo, impactando apenas espacialmente o referido consumo. No estado do Ceará, apenas o subíndice de desenvolvimento relativo à educação é capaz de influenciar localmente a demanda por energia elétrica em baixa tensão.

No tocante à questão espacial, foi possível perceber que o emprego da técnica espacial adequada levou ao controle da dependência espacial, com exceção dos anos com forte crise econômica. Dessa forma, percebe-se que crises econômicas diminuem a capacidade dos efeitos espaciais de influenciar o consumo de energia elétrica em baixa tensão, o que reforça a necessidade de ampliação das políticas públicas voltadas à suavização dos efeitos sociais negativos em momentos de crise.

Percebe-se ainda que existe um padrão de impacto quanto aos níveis de influência local e espacial dos resultados. Nesse sentido, é necessário observar que o Ceará apresentou um processo de evolução do desenvolvimento humano no período de análise, e que, considerando isso, um indicador de desenvolvimento que não tem relevância local, mas tem relevância espacial, representa o início do processo de desenvolvimento desse indicador. Por outro lado, superada essa fase, enquanto tal processo não se encontra completamente em estágio de evolução, os efeitos espaciais são maiores e mais impactantes que os efeitos locais. Espera-se que, em futura fase evolutiva do desenvolvimento humano, os efeitos locais superem os efeitos espaciais.

Dessa forma, é imperioso enfatizar que a presença de autocorrelação espacial nos dados permite estabelecer que a aplicação de políticas públicas tem efeito de transbordamento, favorecendo, inicialmente, os efeitos espaciais. Logo, a resiliência na aplicação das referidas políticas é necessária para as fases evolutivas dos efeitos do desenvolvimento humano enquanto determinante do consumo de energia elétrica em baixa tensão nos municípios cearenses.

Por fim, de modo a idealizar uma possível rota de amadurecimento das conclusões observadas na presente pesquisa, seria interessante que mais análises espaciais sejam aplicadas ao consumo de energia elétrica. Uma forma seria sua aplicação às análises horizontais de consumo de energia elétrica (residencial, comercial, industrial). Outra, a realização de estudos comparativos entre estados com nível de desenvolvimento humano diferentes.

REFERÊNCIAS

- ACEMOGLU, D.; ROBINSON, J. **Why Nations Fail: the origins of power, prosperity, and poverty**. London: Profile Books, 2012.
- ALBUQUERQUE, M. V. *et al.* Desigualdades regionais na saúde: mudanças observadas no Brasil de 2000 a 2016. **Ciência & Saúde Coletiva**, v. 22, p. 1055-1064, 2017.
- ALMEIDA, Eduardo. **Econometria Espacial aplicada**. Campinas-SP: Editora Alínea, 2012.
- AMARAL, M. R. S.; LIMA, J. W. M. O Racionamento e a Racionalização do Consumo de Energia Elétrica Residencial após a Crise de 2001 no Brasil: Uma Aplicação da Abordagem de Cointegração. **XXXVIII Simpósio Brasileiro de Pesquisa Operacional**, Goiânia-GO, 2006, págs. 563-574.
- ANDRADE, T. A.; LOBÃO, W. J. A. **Elasticidade renda e preço da demanda residencial de energia elétrica no Brasil**. Texto para Discussão n. 489. Rio de Janeiro: IPEA, 1997.
- ANSELIN, L. **Spatial Econometrics: methods and models**. Boston: Kluwer Academic, 1988.
- ARAÚJO, K. H.; LEITE, R. H.; ANDRIOLA, W. B. Prêmios para escolas e professores com base no desempenho acadêmico discente: a experiência do estado do Ceará (Brasil). **Revista Linhas**. Florianópolis, v. 20, n. 42, p. 303-325, jan./abr. 2019.
- BALLER, R. D.; ANSELIN, L.; MESSNER, S. F.; DEANE, G.; HAWKINS, D. F. Structural covariates of US county homicide rates: Incorporating spatial effects. **Criminology**, v. 39, n. 3, p. 561-588, 2001.
- BAUMOL, William J. On the proper cost tests for natural monopoly in a multiproduct industry. **The American economic review**, v. 67, n. 5, p. 809-822, 1977.
- BRASIL. Medida Provisória 950, de 8 de abril de 2020. Dispõe sobre medidas temporárias emergenciais destinadas ao setor elétrico para enfrentamento do estado de calamidade pública reconhecido pelo Decreto Legislativo nº 6, de 20 de março de 2020, e da emergência de saúde pública de importância internacional decorrente da pandemia de coronavírus (covid-19). **Diário Oficial da União** – Seção 1 – 8 abr. 2020.
- BURNEY, N. A. Socioeconomic development and electricity consumption A cross-country analysis using the random coefficient method. **Energy Economics**, v. 17, n. 3, p. 185-195, 1995.

- CABRAL, J. A. **Demanda de Eletricidade Regional no Brasil: Uma Análise Espaço-Temporal**. 2017. Tese (Doutorado em Planejamento Energético) – Universidade Federal do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2017.
- ELHORST, J. P. **Spatial panel data models**. In: FISHER, M. M.; GETIS, A. (ed). *Handbook of Applied Spatial Analysis: Software Tools, Methods and Applications*. Berlin: Springer, 2010.
- ELHORST, J. P. **Spatial econometrics: from cross-sectional data to spatial panels**. Berlin: Springer, 2014.
- EL HAGE, F. S.; OLIVEIRA, C. B.; MACHADO, M. M. Estrutura Vertical da Tarifa de Uso dos Sistemas de Distribuição de Energia: Uma Proposta Alternativa. **Anais do VI Congresso de Inovação Tecnológica em Energia Elétrica (VI CITENEL)**, Fortaleza, Ceará, 2011.
- FISHER, F. M., KAYSEN, C. **A Study in Econometrics: The Demand for Electricity in the United States**, Amsterdam: North-Holland Pub. Co, 1962.
- GARCEZ, E. W.; GHIRARDI, A. G. Elasticidades da demanda residencial de energia elétrica. In: **Anais do XXXI Encontro Nacional de Economia**. ANPEC – Associação Nacional dos Centros de Pós-Graduação em Economia. Brasil, 2003.
- GOMEZ, L. M. B.; FILIPPINI, M.; HEIMSCH, F. Regional impact of changes in disposable income on Spanish electricity demand: A spatial econometric analysis. **Energy economics**, v. 40, p. S58-S66, 2013.
- HOUTHAKKER, H. S. Some calculations of electricity consumption in Great Britain. **Journal of the Royal Statistical Society**, v. 114, n. 3, p. 359-371, 1951.
- LESAGE, J.; PACE, R. K. **Introduction to spatial econometrics**. Boca Raton, FL: CRC press, 2009.
- LUCINDA, C. R.; NETO, F. A. Non-linear Demand and Price: An Empirical Analysis of the Brazilian Industrial Electricity Consumption. **Brazilian Review of Econometrics**, v. 34, n. 2, p. 99-123, 2014.
- MATTOS, L. B.; LIMA, J. E.; Demanda residencial de energia elétrica em Minas Gerais: 1970-2002. **Nova Economia**, nº 15 (3), p. 31-52, set.-dez. 2005.
- MATTOS, L. B.; REIS, B. S.; LIMA, J. E.; LÍRIO, V. S. Demanda industrial de energia elétrica em Minas Gerais, 1970-2002. **Revista de Economia e Agronegócio**, v. 3, n. 822-2016-54154, p. 97-120, 2005.
- MATTOS, L. B.; REIS, B. S.; LIMA, J. E.; LÍRIO, V. S. Demanda de Energia Elétrica pelo Setor Comercial em Minas Gerais: 1970-2002. **Revista GEPEC**, Vol. 10, n. 1, jan.-jun. 2006.
- MILOCA, S. A.; CONEJO, P. D. Multicolinearidade em modelos de regressão. **Anais. XXII Semana Acadêmica de Matemática do Centro de Ciências Exatas e Tecnológicas da Universidade Estadual do Oeste do Paraná**. Maringá, 2013.
- MODIANO, E. **Elasticidade-renda e preços da demanda de energia elétrica no Brasil**. Texto para discussão, 1984.
- MOUNT, T. D., CHAPMAN, L. D., TYRRELL, T. J. **Electricity Demand in the United States: An Econometric Analysis**. Oak Ridge National Laboratory (ORNL-NSF-49), Oak Ridge, Tenn., June 1973.

NICHOLSON, W.; SNYDER, C. **Microeconomic theory**: Basic principles and extensions. Tenth Edition. Mason: Thomson South-Western, 2008.

NIU, S.; JIA, Y.; WANG, W.; HE, R.; HU, L.; LIU, Y. Electricity consumption and human development level: A comparative analysis based on panel data for 50 countries. **International Journal of Electrical Power & Energy Systems**, v. 53, p. 338-347, 2013.

OHTSUKA, Y.; OGA, T.; KAKAMU, K. Forecasting electricity demand in Japan: A Bayesian spatial autoregressive ARMA approach. **Computational Statistics and Data Analysis**, 54:2721-35, 2010.

OLIVEIRA, V. H.; TAVARES, R. S.; TAVARES, L. A. Demanda residencial por energia elétrica no Brasil (2004-2015). **Revista Catarinense de Economia**, v. 2, n. 1, p. 142-162, 2018.

ROBINSON, W. S. Ecological correlations and the behavior of individuals. **International journal of epidemiology**, v. 38, n. 2, p. 337-341, 1950.

ROS, A. J. An econometric assessment of electricity demand in the United States using utility-specific panel data and the impact of retail competition on prices. **The Energy Journal**, v. 38, n. 4, 2017.

SCHMIDT, C. A. J.; LIMA, M. A. M. A demanda por energia elétrica no Brasil. **Revista brasileira de economia**, v. 58, n. 1, p. 68-98, 2004.

SCHUTZE, A. M. **A demanda de energia elétrica no Brasil**. 2015. Tese (Doutorado em Economia) – Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2015.

SILVA, W. C.; RAIHER, A. P. **Consumo de energia elétrica em baixa tensão e suas elasticidades preço e renda: uma análise espacial comparada**. XXIII Encontro de Economia da região Sul. Rio Grande do Sul, 2020.

SOUZA, D. M.; MATTOS, R. S.; ALMEIDA, E. S. Efeitos espaciais e elasticidades da demanda residencial de eletricidade no Brasil. **Anais do XV Encontro Nacional da Associação Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos**, São Paulo, 2017.

STOCK, J. H.; YOGO, M. Testing for weak instruments in linear IV Regression. *In*: ANDREWS, D. W.; STOCK, J. **Identification and Inference for Econometric Models**. Cambridge, UK: Cambridge University Press, 2005.

TOBLER, W. R. A computer movie simulating urban growth in the Detroit region. **Economic geography**, v. 46, n. sup1, p. 234-240, 1970.

WILSON, J. W. Residential demand for electricity. **The Quarterly Review of Economics and Business**, v. 11, n. 1, p. 7-22, 1971.

WOOLDRIDGE, J. M. **Introdução à econometria: uma abordagem moderna**. São Paulo: Cengage Learning, 2014.

ZUBA, M. E. **A energia elétrica como instrumento de desenvolvimento humano e o desafio ao plano nacional de energia brasileiro**. 2017. Dissertação (Mestrado) – Universidade Tecnológica Federal do Paraná, Curitiba, 2017.

DESIGUALDADE NOS GASTOS EM CONSUMO NO BRASIL: UMA ANÁLISE REGIONAL NO PERÍODO DE 2002 A 2018

Inequality in consumer spending in Brazil: a regional analysis from 2002 to 2018

Alexandre Nogueira Mugnaini Junior

Economista. Mestre pelo Programa de Pós-graduação em Ciências Econômicas da Universidade Estadual de Maringá (UEM), foi bolsista CAPES e CNPq. Av. Colombo 5790, Bloco C34, Sala 5. CEP: 87020-900, Maringá (PR). alexandremugnaini@gmail.com

Marina Silva da Cunha

Economista. Doutora em Economia Aplicada. Professora titular do Departamento de Economia e do Programa de Pós-Graduação em Ciências Econômicas da Universidade Estadual de Maringá. Bolsista produtividade em pesquisa do CNPq. Av. Colombo 5790, Bloco C34, Sala 5. CEP: 87020-900, Maringá (PR). mscunha@uem.br

Resumo: O objetivo deste trabalho é discutir a evolução na desigualdade e na composição dos gastos em consumo para o Brasil e suas grandes regiões, utilizando os dados das Pesquisas de Orçamentos Familiares (POFs) de 2002-2003, 2008-2009 e 2017-2018. Verificou-se redução da desigualdade na distribuição dos gastos em consumo, especialmente de 2008-2009 para 2017-2018, em todas as regiões, principalmente nas Regiões Sul e Centro-Oeste. Para a redução das desigualdades, destacam-se as despesas com saúde de 2002-2003 para 2008-2009, especialmente nas Regiões Nordeste e Sudeste. De 2008-2009 para 2017-2018, as despesas com habitação foram fundamentais na redução da desigualdade na distribuição do consumo em todas as regiões, principalmente na Região Norte. Apesar da redução da desigualdade da distribuição dos gastos em consumo, ainda se evidencia a permanência de heterogeneidades regionais no País.

Palavras-Chave: orçamento familiar; desigualdade; consumo; bem-estar; regiões.

Abstract: The aim of this paper is to discuss the evolution in inequality and in the composition of consumer spending for Brazil and regions, using data from the Consumer Expenditure Surveys (POF's) of 2002-2003, 2008-2009 and 2017-2018. There was a reduction in inequality in the distribution of spending on consumption, especially from 2008-2009 to 2017-2019 in all regions, mainly in the South and Midwest regions. In order to reduce inequalities, health expenditures from 2002-2003 to 2008-2009 stand out, especially in the Northeast and Southeast regions. From 2008-2009 to 2017-2018, housing expenses were instrumental in reducing inequality in the distribution of consumption in all regions, especially in the North. Despite the reduction in inequality in the distribution of spending on consumption, regional heterogeneities in the country are still evident.

Keywords: family budget; inequality; consumption; welfare; regions.

JEL: I38; R10; D12; D63.

1 INTRODUÇÃO

Os rendimentos proporcionam bem-estar às famílias através da compra de produtos e serviços, ou seja, constituem-se em um meio para adquirir melhor qualidade de vida, apesar de não gerar bem-estar por si só. De fato, a desigualdade na distribuição de renda pode não se constituir no melhor indicador do nível de bem-estar, que depende da composição dos gastos das famílias (ATKINSON, 2016). Nesse sentido, verificar o nível da desigualdade na distribuição da cesta de consumo das famílias é uma maneira de evidenciar as diferenças de acesso a bens e serviços de determinada sociedade.

A desigualdade na distribuição dos gastos em consumo é menor do que a desigualdade na distribuição da renda, principalmente devido ao crédito e à acomodação da renda transitória, conforme Attanasio, Hust e Pistaferri (2012), em um estudo para os Estados Unidos¹. Por sua vez, Attanasio e Pistaferri (2016) observaram que as famílias conseguem evitar quedas no consumo frente a quedas temporárias nos salários e rendas, mas quando esse choque permanece por mais tempo, as famílias acabam reduzindo o consumo. Para Jones e Klenow (2016), que analisaram o bem-estar em diversos países, o bem-estar no Brasil em relação ao seu nível de produto *per capita* é menor do que essa relação observada para os Estados Unidos.² Além disso, ao desagregarem esse resultado, identificaram a expectativa de vida e a desigualdade na distribuição do consumo como os fatores que mais impactaram nesse nível de bem-estar do Brasil.

No Brasil, há diversos trabalhos que discutem as despesas em consumo. Há evidências de que alguns itens da cesta contribuíram para reduzir as desigualdades na distribuição do consumo, como educação e alimentação, e outros, para aumentar essas desigualdades, como habitação e vestuário (SILVEIRA NETO; MENEZES, 2010). Ao analisar a distribuição dos gastos com consumo de alimentos, observou-se que a desigualdade é menor do que a obtida para o consumo total, pois os mais ricos gastam uma pequena parcela de seu orçamento com alimentos, enquanto os mais pobres gastam uma maior parte de seu orçamento com essa despesa (CASTRO; MAGALHÃES, 1998; PINTOS-PAYERAS, 2008; COELHO; AGUIAR; FERNANDES, 2009). Para Leite (2015), quanto mais ricas as famílias, menor é a proporção do consumo em relação à renda. Além disso, Vaz e Hoffmann (2020) apontaram que o aumento proporcional na aquisição de produtos em relação ao aumento na renda depende do item e do estrato de renda. Por exemplo, o aumento de renda entre os mais pobres aumenta o consumo de azeite de oliva, e nos estratos de maior renda, notam-se maiores gastos em laticínios e orgânicos. Por outro lado, há itens em que o aumento da renda está associado à redução na quantidade consumida, como arroz e farinha de mandioca, entre os mais ricos.

Outros trabalhos abordaram mais especificamente alguns itens da cesta de consumo, como os gastos com saúde, com cultura e educação. No caso da saúde, observaram que famílias de menor renda comprometem maior parte de sua renda com medicamentos, e famílias de maior renda, com planos de saúde. Além disso, evidenciam que de 1996 até 2009 os mais pobres deixaram de gastar com saúde mais que os mais ricos (MENEZES *et al.*, 2006; GARCIA *et al.*, 2013). Com relação aos gastos com cultura, foi observado que, de 2002 para 2008, as despesas com artigos de informática e serviços de TV contribuíram para reduzir a desigualdade na distribuição dos gastos culturais, e as despesas com internet e festas contribuíram para aumentar a desigualdade. A alta desigualdade de renda e de educação no Brasil dificulta uma maior redução da desigualdade nos gastos culturais, que apresentou redução no índice de Gini, de 2002 para 2008, apenas de 0,752 para 0,750 (ALMEIDA; LIMA; GATTO, 2019). Com base na Pesquisa de Orçamento Familiares (POF) de 2002-2003, Santana e Menezes (2009) e Curi e Menezes Filho (2010) constataram que

1 Segundo Milton Friedman (1957), choques transitórios na renda não têm qualquer influência no consumo, uma vez que as famílias ajustam o consumo de acordo com sua renda permanente.

2 Neste estudo, para o Brasil, foram utilizadas as informações da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) e da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) para o ano de 2008.

as famílias mais pobres comprometem uma maior parte de sua renda com gastos em educação do que as mais ricas, e que, além disso, a cor ou raça não interferem no valor gasto com educação.

Adicionalmente, o Brasil é um país com diferenças regionais importantes nos indicadores sociais, como na composição e na desigualdade da distribuição dos gastos em consumo. Nesse sentido, Menezes (2006), com base em informações da POF de 2002-2003, observou que no estado de São Paulo as famílias apresentaram renda e consumo três vezes maior do que no Maranhão. Santos (2008) verificou que no Norte cerca de 70% das famílias tinham um consumo mensal de menos de R\$ 200,00 em 2002-2003; no Nordeste, esse percentual era de 90%, em contraste com o Sudeste e o Sul, onde esse percentual era de 50% e 40%, respectivamente. Além disso, conforme Silveira Neto e Menezes (2010), na região metropolitana de São Paulo as despesas com alimentação, cultura e educação contribuíram para aumentar a desigualdade e na região metropolitana de Recife contribuíram para reduzir a desigualdade na distribuição do consumo de 1995-1996 para 2002-2003.

Portanto, a literatura indica que a composição dos gastos em consumo não é homogênea entre as famílias, além de evidenciar diferenças regionais. Nesse contexto, este estudo tem o objetivo de analisar a evolução do perfil de consumo das famílias brasileiras entre as regiões com base nos dados das Pesquisas de Orçamentos Familiares de 2002-2003, de 2008-2009 e de 2017-2018. Para atingir esse objetivo, o estudo busca fornecer evidências acerca da desigualdade na distribuição do consumo, tanto para o Brasil quanto para suas regiões.

Para analisar as mudanças na desigualdade dos gastos de consumo e verificar o impacto da contribuição de cada item da despesa na mudança da desigualdade no Brasil e regionalmente, é realizada a decomposição da desigualdade a partir do índice de Gini, como realizado por Hoffmann (2004, 2006) e Silveira Neto e Menezes (2010), considerando as três POFs divulgadas pelo IBGE, nas duas primeiras décadas do século XXI.

A fim de alcançar esses objetivos, o presente estudo se divide em três seções, além da introdução. A próxima seção apresenta a abordagem metodológica para alcançar os objetivos deste trabalho. A terceira seção apresenta e discute os resultados do trabalho, considerando a literatura sobre o tema, bem como as políticas públicas implementadas ao longo do período que contribuíram para reduzir a desigualdade na distribuição do consumo. Por fim, as considerações finais são apresentadas na última seção do trabalho.

2 METODOLOGIA

2.1 Dados

No Brasil, não existe uma base de dados que forneça informações para monitoramento anual de consumo das famílias. Entretanto, a POF, elaborada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), traz esses dados, embora não sejam de abrangência nacional até a pesquisa de 1995-1996, mesmo que inclua regiões metropolitanas de todas as regiões do Brasil (IBGE, 2011). Já as POFs dos anos 2000 em diante já dispõem de dados de abrangência nacional.

Para compatibilizar as POFs, os valores monetários foram corrigidos com base no Índice Nacional de Preços ao consumidor (INPC), de acordo com as sugestões propostas por Corseuil e Foguel (2002) para amostras do IBGE. O método utiliza uma média efetiva da variação de preços dos últimos dois meses. Para deflacionar, basta dividir o valor da amostra pelo deflator, que para as POFs 2002-2003, 2008-2009 e 2017-2018 são, respectivamente, 0,4078, 0,5726 e 0,9686, sendo a data base do deflator dezembro de 2018.

A análise da desigualdade nos gastos com consumo foi realizada para a despesa em consumo total em vinte categorias de produtos e serviços, que por sua vez foram agregadas, além das des-

pesas diversas, em quatro grupos de consumo apresentados no Quadro 1, ou seja, alimentação e despesas pessoais, habitação, serviços e transporte.

Assim, os dados deste trabalho foram obtidos da Pesquisa de Orçamentos 2002-2003, 2008-2009 e 2017-2018. As pesquisas dos anos 1990 e 1980 foram feitas apenas nas regiões metropolitanas de Belém, Fortaleza, Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo, Curitiba e Porto Alegre, no município de Goiânia e no Distrito Federal, enquanto as mais recentes representam uma abrangência nacional. Por esse motivo, essa pesquisa tem como foco as POFs realizadas a partir de 2002, para obter abrangência nacional.

2.2 Mensuração e decomposição da desigualdade na distribuição do consumo

Neste trabalho, são utilizadas algumas medidas de desigualdade, bem como sua decomposição, seguindo a literatura empírica, tais como em Hoffmann (2004, 2006) e Silveira e Menezes (2010). Supõe-se que o consumo total y_i da unidade de consumo (UC) i é composta de n despesas y_{hi} , em que cada despesa h está descrita no Quadro 1³ Dessa forma, $y_i = \sum_{h=1}^n y_{hi}$, $y_{hi} \geq 0$. Se o consumo total médio é μ , e a média de cada despesa é μ_h , então a participação de cada despesa no consumo total é $\varphi_h = \mu_h/\mu$.

Assumindo que o consumo total de cada UC está ordenado, ou seja, $y_1 \leq y_2 \leq y_3 \leq \dots \leq y_n$, e que cada UC possui um peso amostral ω_i , com $\sum_{i=1}^n \omega_i = 1$ e $\omega_i > 0$, a frequência acumulada de cada UC é $F(y_i) = \sum_{j=1}^i \omega_j$, $F(y_1) = \omega_1$ e $F(y_n) = 1$. Assim, $F(y_i)$ também pode ser considerada a curva de igualdade perfeita, o caso hipotético em que todas as UCs apresentam o mesmo valor consumido.

Já o consumo total acumulado é representado pela curva de Lorenz, que é formada pelo percentual acumulado do consumo total ϕ_i de cada ponto da frequência acumulada, como apresentado na equação (1):

$$\phi_i = \frac{1}{\mu} \sum_{j=1}^i y_j \omega_j \quad (1)$$

O índice de Gini é o dobro da área entre a curva de Lorenz e a curva de igualdade perfeita, como mostra a equação (2):

$$GINI = 2 \sum_{i=1}^n (F(y_i) - \phi_i) \omega_i \quad (2)$$

Como o índice de Gini de cada despesa está ordenado pelo consumo total, pode-se decompor o $GINI = \sum_{h=1}^m \varphi_h GINI_h$, logo a variação do índice de Gini é:

$$\Delta G = GINI_t - GINI_{t-1} = \sum_{h=1}^m \varphi_{th} GINI_{th} - \sum_{h=1}^m \varphi_{t-1h} GINI_{t-1h},$$

com os subscritos t e $t - 1$ representando o período. Adicionando e subtraindo da equação o termo $\sum_{h=1}^m \varphi_{th} GINI_{t-1h}$ em ΔG e rearranjando a equação, obtém-se a equação (4):

3 Unidade de consumo é a menor unidade familiar "... que compreende um único morador ou um conjunto de moradores que compartilham da mesma fonte de alimentação ou compartilham as despesas com moradia" (IBGE, 2004, p. 19).

$$\Delta G = \sum_{h=1}^m GINI_{t-1h} \Delta \varphi_{t-1h} + \sum_{h=1}^m \varphi_{th} \Delta GINI_h \quad (4)$$

Observa-se que $\Delta \varphi_h$ representa a variação na participação de cada despesa no consumo total e $\Delta GINI_h$, a variação do Gini de cada despesa. Por outro lado, podemos adicionar e subtrair de $\Delta G \sum_{h=1}^m \varphi_{t-1h} GINI_{th}$, obtendo-se assim a equação (5):

$$\Delta G = \sum_{h=1}^m GINI_{th} \Delta \varphi_h + \sum_{h=1}^m \varphi_{t-1h} \Delta GINI_h \quad (5)$$

As equações 4 e 5 são maneiras de decompor a variação das despesas em consumo, ΔG ; para evitar escolha arbitrária de uma delas, escolheu-se utilizar a média, obtendo-se assim a equação (6):

$$\Delta G = \sum_{h=1}^m \overline{GINI}_h \Delta \varphi_h + \sum_{h=1}^m \overline{\varphi}_h \Delta GINI_h \quad (6)$$

Quadro 1 – Descrição dos produtos e serviços que compõem a despesa em consumo das famílias nas unidades de consumo

Despesa	Descrição
Alimentação e despesas pessoais	
Cesta básica	Alimentos da cesta básica, de acordo com o DIEESE (2016) e decreto-lei n. 399, de 30 de abril de 1938.
Em casa	Produtos para alimentação no domicílio, exceto bebidas.
Fora de casa	Alimentação fora do domicílio, como em restaurantes, feiras, bares etc.
Fumo	Bebidas alcoólicas e fumo.
Vestuário	Vestuário, tecidos, bijuterias e joias.
Cuidados pessoais	Higiene pessoal, xampu, cremes, perfumes etc.
Habitação	
Manutenção	Pequenos reparos (inclusive mão de obra), artigos para reforma, dedetização, água e combustíveis domésticos.
Aluguel	Aluguel de casas, apartamentos e garagem.
Serviços e taxas	Assinatura de telefone, televisão e internet, água, esgoto e energia elétrica, condomínio, seguros para o imóvel, mudança.
Móveis, eletro e utensílios	Móveis, eletrodomésticos, ferramentas, instrumentos musicais, cama, mesa e banho e utensílios domésticos.
Limpeza	Materiais e produtos de limpeza.
Consertos de artigos	Manutenção de móveis e eletrônicos.
Serviços	
Recreação	Serviços e produtos relacionados com entretenimento e diversão.
Educação	Gastos com livros, cursos, materiais escolares, revistas etc.
Saúde	Consultas, remédios, exames etc.
Domiciliares	Empregado doméstico, jardineiro, cozinheiro etc.
Pessoais	Cabeleireiro, manicure, esteticista etc.
Profissionais	Tabelião, advogado, economista, engenheiro etc.
Transporte	
Privado	Pedágio, estacionamento, combustíveis, compra e manutenção de automóveis e viagens.
Público	Transporte coletivo e táxi.
Despesas diversas	
Despesas Diversas	Animais domésticos e plantas, jogos e apostas, correio, cerimônias e festas religiosas.

Fonte: Elaborado pelo autor.

Para a decomposição do Gini de cada despesa componente do consumo total, utiliza-se a frequência acumulada ordenada pelo consumo total e não pelo ordenamento da própria despesa, como apresentado na equação (3):

$$GINI_h = 2 \sum_{i=1}^n (F(y_i) - \phi_{hi}) \omega_i \quad (3)$$

Na equação (5), $\overline{GINI}_h = (GINI_{t-1h} + GINI_{th})/2$ e $\overline{\varphi}_h = (\varphi_{t-1h} + \varphi_{th})/2$. Para a comparação do Gini de cada despesa com o Gini do consumo total, subtrai-se da equação (6) o termo $\overline{GINI} \sum_{h=1}^m \Delta\varphi_h$, como $\sum_{h=1}^m \varphi_{t-1h} = \sum_{h=1}^m \varphi_h = 1$, então esse termo é 0 (zero), não alterando o valor de ΔG , dessa forma a variação do Gini é representado na equação (7):

$$\Delta G = \sum_{h=1}^m (\overline{GINI}_h - \overline{GINI}) \Delta\varphi_h + \sum_{h=1}^m \overline{\varphi}_h \Delta GINI_h \quad (7)$$

O primeiro termo da equação (7) representa o efeito participação ($EP_h = (\overline{GINI}_h - \overline{GINI}) \Delta\varphi_h$), se o Gini médio dos períodos t e $t-1$ da despesa h for maior do que o Gini do consumo total, significa que um aumento na participação dessa despesa leva a um aumento na desigualdade no consumo total; e se o Gini médio da despesa h for menor do que o Gini do consumo total, um aumento em sua participação leva a uma redução da desigualdade na distribuição do consumo total. O segundo termo da equação representa o efeito concentração ($EC_h = \overline{\varphi}_h \Delta GINI_h$), quando há aumentos no Gini da despesa h de um período para o seguinte, a desigualdade no consumo total aumenta, e seu impacto na desigualdade de consumo total é maior quanto maior for a participação média da despesa h .

A decomposição da variação da desigualdade pode ser apresentada em termos percentuais, como segue:

$$EP\%_h = (100/\Delta G)(\overline{GINI}_h - \overline{GINI}) \Delta\varphi_h \quad (8)$$

$$EC\%_h = (100/\Delta G) \overline{\varphi}_h \Delta GINI_h \quad (9)$$

Na próxima seção, o efeito participação e o efeito concentração são apresentados em porcentagem da variação da desigualdade. Note que se há redução na desigualdade total, uma variação percentual negativa de um dos efeitos contribui para aumentar a desigualdade, mas uma variação percentual positiva contribui para reduzir a desigualdade.

3 RESULTADOS E DISCUSSÕES

3.1 Desigualdades nas distribuições de renda e de gastos em consumo e sua decomposição

Desde o início do século XXI, de acordo com as informações das POFs, verifica-se redução da desigualdade nas distribuições da renda, renda disponível e consumo, conforme a Tabela 1. Foram utilizados diferentes indicadores e índices de desigualdade para as informações das POFs

de 2002-2003, 2008-2009 e 2017-2018. Verificou-se no período que as médias da renda e da renda disponível *per capita* das famílias apresentaram maior crescimento do que a média da despesa de consumo. No período analisado, enquanto a média da renda apresentou um aumento de 42%, a média do consumo das unidades de consumo aumentou 12%.

Entretanto, de 2002 para 2017, a renda *per capita* dos 50% mais pobres aumentou 76%, porém nesse período o consumo sofreu elevação de 30%, sendo que de 2002 para 2008, o aumento foi de apenas 4,6% entre esses mais pobres. Por outro lado, tanto as rendas dos 10% mais ricos quanto a dos 5% e 1% mais ricos aumentaram cerca de 30%, porém no consumo há diferenças. O consumo dos 1% mais ricos diminuiu em 4,5%, dos 5% mais ricos aumentou 1% e dos 10% mais ricos aumentou 2,5%. Nesse sentido, verifica-se que o aumento da renda se refletiu no aumento do consumo para os mais pobres e aumento pequeno do consumo para os mais ricos, e até redução para os 1% mais ricos.

Outro dado importante a ser analisado é a acumulação de renda e dos gastos em consumo *per capita* pelos mais pobres. Em 2002, os 50% mais pobres detinham 13,3% da renda, menos que os 1% mais ricos, e em 2017, os mais pobres detinham 16,5%. Houve uma melhora, mas muito pequena, os 5% mais ricos em 2017 ainda detinham quase o dobro da renda *per capita* acumulada dos 50% mais pobres. Por sua vez, em relação ao consumo, os indicadores são menos desfavoráveis, embora ainda sugiram uma perversa exclusão social, uma vez que as despesas em consumo dos 50% mais pobres (22,1%), em 2017, aproxima-se do dispêndio dos 5% mais ricos (21,5%).

Tabela 1 – Características das distribuições da renda, da renda disponível e dos gastos *per capita* das unidades de consumo, Brasil, conforme dados das POFs de 2002-2003, 2008-2009 e 2017-2018

Variável	Média	50% menos	10% mais	5% mais	1% mais	Gini	T Theil	L Theil	Mehran	Piesch
Renda										
2002-2003	1.609,64	0,133	0,469	0,335	0,136	0,585	0,697	0,637	0,714	0,521
2008-2009	1.864,06	0,145	0,452	0,324	0,136	0,564	0,656	0,584	0,692	0,500
2017-2018	2.285,37	0,165	0,429	0,305	0,125	0,533	0,591	0,516	0,659	0,471
Renda disponível										
2002-2003	1.483,10	0,140	0,456	0,324	0,130	0,574	0,666	0,606	0,704	0,510
2008-2009	1.706,91	0,153	0,435	0,308	0,128	0,550	0,616	0,549	0,679	0,485
2017-2018	2.111,87	0,171	0,417	0,295	0,122	0,522	0,569	0,493	0,648	0,459
Consumo										
2002-2003	1.411,93	0,191	0,364	0,237	0,074	0,530	0,535	0,506	0,663	0,463
2008-2009	1.418,77	0,198	0,355	0,230	0,068	0,519	0,510	0,486	0,653	0,453
2017-2018	1.577,94	0,221	0,334	0,215	0,063	0,488	0,443	0,420	0,619	0,423

Fonte: Elaborado na pesquisa a partir das informações das POFs do IBGE.

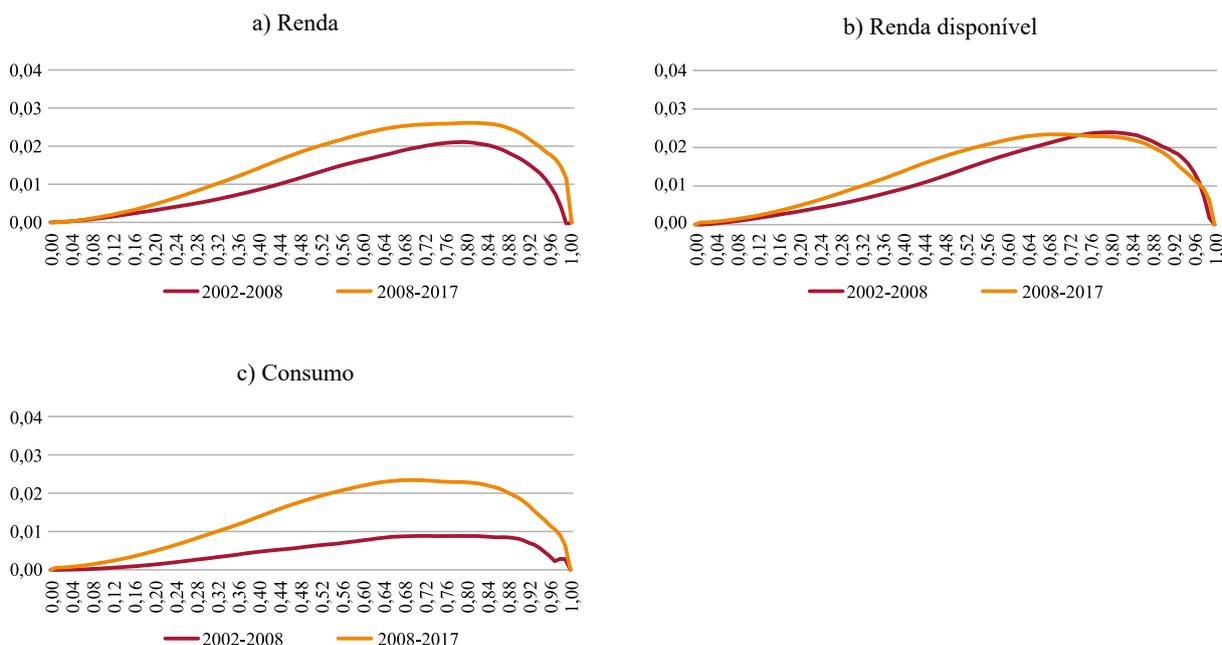
Nos três anos analisados, a desigualdade na distribuição do consumo foi inferior à observada na distribuição da renda, porém a redução na desigualdade da renda foi superior. O índice de Gini para a renda *per capita* apresentou redução de 3,6%, de 2002 para 2008, e de 2% na desigualdade da distribuição dos gastos em consumo, entretanto de 2008 para 2017 esse índice para a renda apresentou redução de 5,5% e, para o consumo, de 6%. De 2002 até 2018, a desigualdade na distribuição da renda teve uma redução de 9%, e na distribuição do consumo, em 8%.

Essa redução na desigualdade nas distribuições da renda, renda disponível e nos gastos em consumo também pode ser observada na Figura 1, com a diferença na curva de Lorenz em cada percentil da frequência acumulada da população. Quando a diferença de Lorenz é positiva, isso indica que a distribuição ficou menos desigual. Nota-se que essa diferença na curva de Lorenz para renda *per capita* foi maior de 2008 para 2017 do que de 2002 para 2008, em todos os percentis. Desse modo, esses resultados para a distribuição da renda indicam que a desigualdade apresentou

maior redução no segundo período do que no primeiro. A redução na desigualdade na distribuição da renda disponível é similar nos dois períodos, embora seja mais intensa nos percentis inferiores no segundo período.

Por sua vez, para a distribuição do consumo se verifica esse mesmo movimento na desigualdade, entretanto com a diferença de Lorenz menor no primeiro período do que a observada na renda *per capita*, sugerindo que no consumo a redução da desigualdade foi mais significativa no segundo período.

Figura 1 – Diferença de Lorenz (vertical) para a proporção acumulada da população (horizontal), Brasil, de 2002 para 2008 e de 2008 para 2017



Fonte: Elaborado na pesquisa a partir das informações das POFs do IBGE.

Na Tabela 2, pode ser observada a participação de cada grupo de consumo na despesa em consumo total e o respectivo índice de Gini, para cada ano pesquisado, ordenados pela frequência acumulada das despesas em consumo total. A despesa com maior peso no consumo é a habitação, seguida por alimentação e despesas pessoais, serviços e transportes. Os gastos com transportes têm a menor participação no consumo e a maior desigualdade, porém se verifica redução da desigualdade e aumento da sua participação no orçamento das famílias, sugerindo que o transporte ficou mais acessível ao longo do tempo.

Tabela 2 – Participação e desigualdade na distribuição das despesas de consumo, Brasil

Despesas	Participação			Gini		
	2002-2003	2008-2009	2017-2018	2002-2003	2008-2009	2017-2018
Alimentação	0,242	0,261	0,239	0,400	0,404	0,392
Cesta Básica	0,070	0,059	0,051	0,251	0,255	0,279
Em Casa	0,058	0,066	0,061	0,427	0,400	0,428
Fora de Casa	0,041	0,056	0,049	0,554	0,524	0,514
Fumo	0,006	0,005	0,005	0,291	0,263	0,279
Vestuário	0,049	0,054	0,041	0,449	0,453	0,419
Cuidados Pessoais	0,018	0,021	0,033	0,444	0,420	0,298

Despesas	Participação			Gini		
	2002-2003	2008-2009	2017-2018	2002-2003	2008-2009	2017-2018
Habitação	0,327	0,358	0,362	0,479	0,481	0,431
Manutenção do Lar	0,040	0,047	0,029	0,570	0,655	0,582
Aluguel	0,156	0,168	0,198	0,463	0,446	0,424
Serviços e Taxas	0,082	0,087	0,096	0,472	0,469	0,411
Móveis e Eletro	0,038	0,044	0,032	0,472	0,465	0,396
Limpeza	0,008	0,008	0,006	0,426	0,398	0,453
Conserto de Artigos	0,003	0,003	0,001	0,511	0,509	0,491
Serviços	0,253	0,170	0,201	0,632	0,615	0,575
Recreação	0,025	0,028	0,035	0,661	0,559	0,511
Educação	0,033	0,027	0,038	0,697	0,662	0,575
Saúde	0,160	0,075	0,082	0,589	0,562	0,530
Domiciliares	0,018	0,023	0,024	0,803	0,800	0,809
Pessoais	0,009	0,011	0,012	0,575	0,533	0,488
Profissionais	0,008	0,006	0,010	0,816	0,759	0,728
Transporte	0,162	0,193	0,180	0,660	0,656	0,622
Privado	0,139	0,168	0,165	0,718	0,711	0,652
Público	0,023	0,025	0,015	0,313	0,284	0,290
Diversas	0,015	0,017	0,018	0,570	0,584	0,633
Consumo	1,000	1,000	1,000	0,529	0,519	0,488

Fonte: Elaborado na pesquisa a partir das informações das POFs do IBGE.

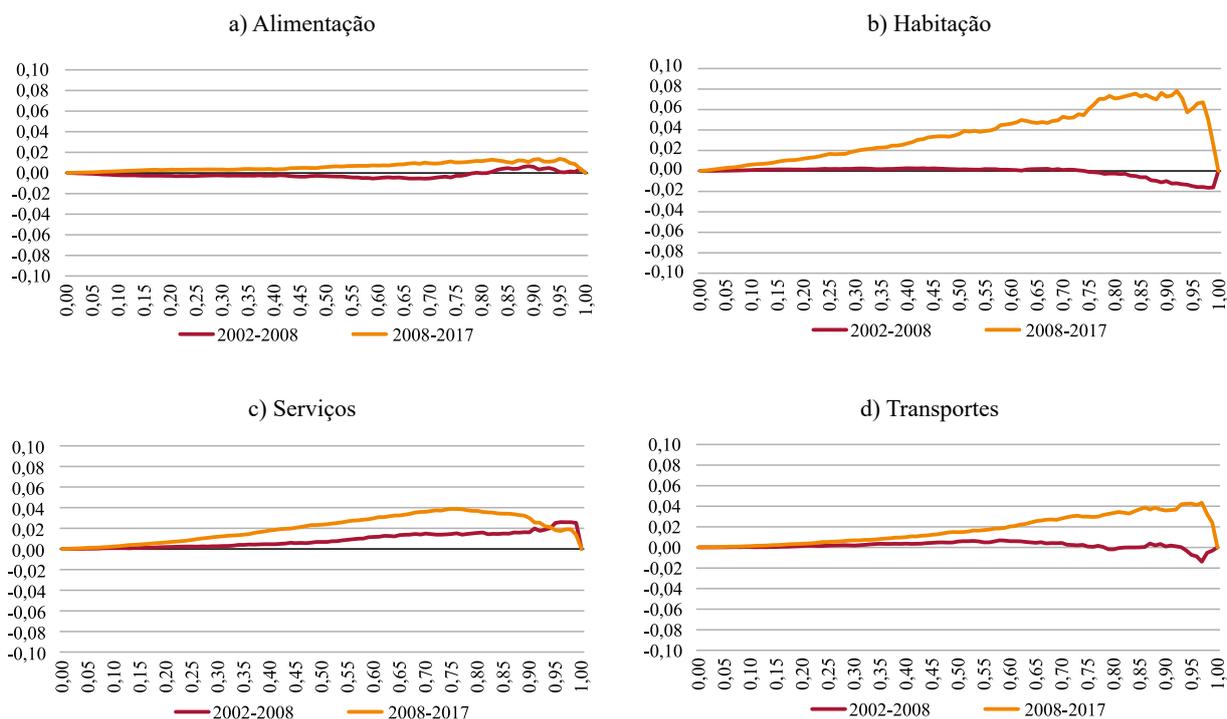
Os gastos relacionados com alimentação e despesas pessoais apresentaram aumento na participação no consumo total, de 2002 para 2008, e redução, de 2008 para 2017, acompanhados de aumento na desigualdade no primeiro período e redução no segundo. Conforme a Figura 2a, de 2002 para 2008, a maior parcela da diferença de Lorenz para alimentação e despesas pessoais foi negativa, refletindo o aumento da desigualdade. Até os 80% mais pobres, as despesas com alimentação apresentaram um aumento na desigualdade, já na cauda superior da distribuição se nota redução da desigualdade. Destaca-se a redução da participação relativa nos gastos com a cesta básica de 7,0% para 5,1%, em detrimento dos demais itens desse grupo.

A maior redução percentual na desigualdade ficou para o grupo de despesas em habitação, com redução de quase 11% na desigualdade. Essa maior redução da desigualdade em despesas de habitação fica mais evidente na Figura 2b, principalmente no segundo período: pode-se inclusive verificar um aumento da desigualdade na cauda superior da distribuição, ou seja, entre os mais ricos, de 2002 para 2008.

No período estudado, tanto a participação quanto a desigualdade apresentaram redução nos gastos em serviços, apesar do aumento na participação no segundo período, de 2008 para 2017. Esse comportamento também pode ser observado na Figura 2c, em que a diferença de Lorenz foi positiva nos dois períodos. Nesse grupo se destaca a redução das despesas com saúde e aumento nos demais itens da cesta de consumo.

As despesas com transportes têm o maior nível de desigualdade, considerando o índice de Gini, apesar de sua redução de 0,660 para 0,622 no período, explicada pelos gastos em transporte privado. Essa redução é mais evidente no segundo período, como pode também ser observado na Figura 2d.

Figura 2 – Diferença de Lorenz (vertical) em relação à proporção acumulada da população (horizontal), grupos de gastos, Brasil, 2002 para 2008 e 2008 para 2017



Fonte: Elaborado na pesquisa a partir das informações das POFs do IBGE.

Em 2002, a despesa com maior participação no consumo foi com saúde, representando 16% do total, mas com redução de participação para menos da metade em 2008 e aumento para 2017. A despesa com aluguel era a segunda em participação em 2002, próximo da participação da despesa em saúde, porém sua participação aumentou chegando a quase 20% do orçamento das famílias em termos *per capita* em 2017, sendo nas duas últimas POFs a despesa com maior participação. As despesas com transporte privado também ganharam participação, chegando a 16,5% do consumo total. A despesa com menor participação no consumo foi em conserto de artigos do lar, menor inclusive que a participação na despesa com fumo.

Com relação à desigualdade, observa-se que as despesas mais desiguais foram serviços profissionais e serviços domiciliares, com serviços domiciliares apresentando uma maior participação e, conseqüentemente, maior impacto na desigualdade em consumo. As despesas com menor desigualdade foram em cesta básica, fumo e transporte público.

Assim, conforme já observado nas Tabelas 1 e 2, nos dois períodos, houve redução na desigualdade no consumo, ou seja, a variação foi negativa. Por sua vez, a decomposição da desigualdade utilizando o índice de Gini, como exposto na seção anterior nas Equações (11) e (12), pode ser observada na Tabela 3, com os efeitos participação e concentração em termos percentuais da variação total da desigualdade no consumo.

É importante ressaltar que quando o efeito percentual for negativo, isso indica que a despesa contribuiu negativamente para a redução da desigualdade – contribuiu para o aumento da desigualdade –, já quando o efeito for positivo, a despesa contribuiu positivamente para a redução da desigualdade⁴. Desse modo, um aumento na desigualdade da despesa leva a um efeito concentração negativo, ou seja, um aumento na desigualdade. Um aumento na participação de uma despesa com desigualdade abaixo da desigualdade em consumo leva a efeito concentração positivo (contribui

4 Pode-se resumir esse efeito percentual contrário por conta de um jogo de sinais. Como a variação nominal da desigualdade é negativa, no caso em que o efeito nominal da desigualdade de uma despesa componente do consumo é negativo, o efeito percentual é, então, positivo.

para reduzir a desigualdade em consumo), e um aumento na participação de uma despesa com desigualdade acima da desigualdade em consumo leva a um efeito concentração negativo (contribui para aumentar a desigualdade em consumo).

Nesse sentido, por exemplo, a despesa com saúde teve um efeito total (ET) de 27%, de 2002 para 2017, ou seja, essa despesa contribuiu com 27% do total da redução da desigualdade na distribuição do consumo. Já a despesa em cesta básica apresentou um efeito total (ET) de -15,5%, de 2002 para 2017, o que significa dizer que a despesa com cesta básica contribuiu com -15,5% para o aumento da desigualdade na distribuição do consumo.

De 2002 para 2008, as despesas que contribuíram para reduzir a desigualdade na distribuição do consumo foram os gastos em saúde, aluguel, alimentação no domicílio, recreação, educação, alimentação fora de casa, transporte público, cuidados pessoais, serviços profissionais, móveis e eletro, serviços e taxas, serviços pessoais, limpeza, vestuário e conserto de artigos, nessa ordem. A despesa em saúde, além de apresentar o maior efeito total para a redução da desigualdade, apresentou efeito participação e concentração positivos, assim como a despesa em educação. Isso ocorre pelo fato de essas despesas apresentarem desigualdade acima da desigualdade em consumo total, e suas participações terem sofrido redução, contribuindo para um efeito participação positivo, ao mesmo tempo que a desigualdade diminuiu, mesmo que ainda ficando acima da média.

Embora para a despesa em aluguel os efeitos participação e concentração também sejam positivos, o motivo é outro. A desigualdade na despesa em aluguel é menor do que a despesa em consumo total, e houve no período de 2002 para 2008 um aumento na participação na despesa, ou seja, um efeito participação (EP) positivo. Apesar de a desigualdade na distribuição da despesa em aluguel ser abaixo da desigualdade em consumo, no primeiro período a desigualdade na distribuição da despesa em aluguel se reduziu ainda mais, o que contribuiu para a redução da desigualdade no consumo pelo efeito concentração (EC).

Tabela 3 – Decomposição da Variação do Índice de Gini (ΔG) para a distribuição dos gastos familiares em consumo *per capita*, em efeito participação (EP), efeito concentração (EC) e efeito total (ET), Brasil, 2002-2003, 2008-2017 e 2002-2017

Despesas	2002-2008			2008-2017			2002-2017		
	EP (%)	EC (%)	ET (%)	EP (%)	EC (%)	ET (%)	EP (%)	EC (%)	ET (%)
Alimentação									
Cesta Básica	-31,06	-2,56	-33,62	-5,78	-4,38	-10,16	-11,29	-4,24	-15,53
Em Casa	9,00	16,71	25,71	-1,57	-5,74	-7,30	0,53	-0,17	0,36
Fora de Casa	-2,18	14,68	12,51	0,33	1,79	2,12	-0,47	4,49	4,02
Fumo	-1,75	1,54	-0,21	-0,43	-0,25	-0,68	-0,70	0,15	-0,54
Vestuário	3,51	-2,38	1,13	-2,90	5,23	2,33	-1,55	3,25	1,70
Cuidados Pessoais	3,30	4,88	8,18	5,44	10,66	16,10	5,10	9,08	14,18
Habitação									
Manutenção	-6,57	-37,48	-44,05	6,76	9,10	15,86	1,78	-1,00	0,78
Aluguel	8,66	27,40	36,05	6,56	13,52	20,07	6,70	17,15	23,85
Serviços e Taxas	2,44	1,87	4,31	1,88	17,21	19,09	2,25	13,18	15,43
Móveis e Eletro	3,42	3,13	6,55	-2,91	8,53	5,62	-1,12	6,59	5,47
Limpeza	0,57	2,33	2,90	-0,48	-1,32	-1,80	-0,23	-0,46	-0,70
Conserto de Artigos	-0,05	0,06	0,01	-0,02	0,12	0,09	-0,04	0,11	0,06
Serviços									
Recreação	-2,66	27,24	24,58	-0,66	4,94	4,28	-1,82	11,01	9,18
Educação	9,89	10,74	20,64	-4,26	9,14	4,89	-1,61	10,71	9,10
Saúde	43,49	31,84	75,33	-0,94	8,09	7,15	9,62	17,42	27,04
Domiciliares	-13,43	0,66	-12,77	-0,51	-0,73	-1,24	-3,89	-0,33	-4,22
Pessoais	-0,55	4,08	3,53	-0,03	1,68	1,64	-0,19	2,23	2,05

Despesas	2002-2008			2008-2017			2002-2017		
	EP (%)	EC (%)	ET (%)	EP (%)	EC (%)	ET (%)	EP (%)	EC (%)	ET (%)
Profissionais	3,83	4,09	7,92	-2,43	0,79	-1,64	-1,09	1,87	0,78
Transportes									
Privado	-55,52	9,57	-45,95	1,75	32,19	33,95	-11,17	24,54	13,37
Público	4,00	6,91	10,91	-7,03	-0,37	-7,40	-4,19	1,06	-3,13
Diversas	-1,40	-2,26	-3,66	-0,17	-2,81	-2,98	-0,72	-2,52	-3,24
Consumo	-23,04	123,04	100,00	-7,40	107,40	100,00	-14,10	114,10	100,00
Δ Gini			-0,010			-0,031			-0,041

Fonte: Elaborado na pesquisa a partir das informações das POFs do IBGE.

Apesar da redução da desigualdade na distribuição do consumo, de 2002 para 2008, as despesas em transporte público, manutenção do lar, cesta básica, serviços domiciliares, despesas diversas e fumo contribuíram para o seu aumento ou para que a redução não tenha sido ainda maior. A despesa em transporte privado mostrou desigualdade maior do que no consumo total, e houve aumento de sua participação no consumo total, o que colaborou para um efeito participação negativo. Essa maior participação da despesa em transporte privado também representou mais acesso ao transporte privado pelos mais pobres, contribuindo para uma redução da desigualdade pelo efeito concentração, porém não o suficiente para compensar o efeito participação, contribuindo, no total, para ampliar a desigualdade na distribuição do consumo total no conjunto dos efeitos.

A despesa em manutenção do lar expandiu sua participação nos gastos familiares, embora com mais desigualdade, que permaneceu acima da média. Portanto, tanto o efeito participação quanto o efeito concentração foram negativos e contribuíram para aumentar a desigualdade. A despesa em cesta básica, mesmo sendo aquela com menor desigualdade, apresentou efeito participação e concentração negativos, os quais também contribuíram para elevar a desigualdade, fato explicado pela redução na participação e aumento na desigualdade dessa despesa, mesmo ainda ficando abaixo da média, como se nota na Tabela 3.

No período de 2008 até 2017, as despesas com transporte privado, aluguel, serviços e taxas, cuidados pessoais, manutenção do lar, saúde, móveis e eletro, educação, recreação, vestuário, alimentação fora de casa, serviços pessoais e conserto de artigos foram os gastos que contribuíram na redução da desigualdade no consumo, nessa ordem. Os gastos em saúde contribuíram para a redução da desigualdade, mas de uma maneira mais modesta do que no período anterior. Os gastos em transporte privado, que haviam contribuído de 2002 para 2008 para o aumento da desigualdade, foram a despesa que mais contribuiu para a redução da desigualdade de 2008 para 2017, pois neste período o efeito concentração e participação contribuíram para reduzir a desigualdade, em especial o efeito concentração.

As despesas em cesta básica, transporte público, alimentação no domicílio (em casa), despesas diversas, limpeza, serviços profissionais, serviços domiciliares e fumo foram os gastos que contribuíram para ampliar a desigualdade na distribuição do consumo de 2008 até 2017. Todas essas despesas apresentaram efeito participação e concentração negativos; as despesas com cesta básica, alimentação em casa, transporte público, limpeza e fumo apresentaram redução na participação e aumento na desigualdade dentro de cada despesa, com ambos os efeitos, participação e concentração, contribuindo para aumentar a desigualdade.

As despesas diversas, serviços domiciliares aumentaram a participação no orçamento das famílias e a desigualdade, que já era alta, aumentou ainda mais; os efeitos participação e concentração contribuíram para aumentar a desigualdade. A despesa com serviços profissionais reduziu a desigualdade, o que gerou efeito concentração positivo. No entanto, como a desigualdade estava acima da média e teve um efeito participação negativo, pois a participação aumentou, a soma dos dois efeitos contribuiu para o aumento na desigualdade da distribuição do consumo total.

No período total, as despesas com saúde, aluguel, serviços e taxas, cuidados pessoais, transporte privado, recreação, educação, móveis e eletro, alimentação fora de casa, serviços pessoais, vestuário, manutenção do lar, serviços profissionais, alimentação em casa e conserto de artigos foram os gastos que contribuíram para reduzir a desigualdade na distribuição do consumo, os demais, para o aumento. Nas despesas que contribuíram para reduzir a desigualdade, o efeito concentração foi predominante, o efeito participação ou contribuiu para reduzir a desigualdade ou foi negativo, porém não o suficiente para promover redução na desigualdade na distribuição do consumo ou no efeito total.

Assim, esses resultados mostram que as despesas com saúde, aluguel, serviços e taxas, cuidados pessoais, recreação, educação, móveis e eletro, alimentação fora de casa, serviços pessoais, vestuário e conserto de artigos contribuíram para reduzir a desigualdade tanto de 2002 para 2008 quanto de 2008 para 2017. Já as despesas com cesta básica, serviços domiciliares, despesas diversas e fumo contribuíram para aumentar a desigualdade nos dois períodos.

Adicionalmente, as despesas com serviços profissionais, alimentação em casa, limpeza e transporte público de 2002 para 2008 contribuíram para reduzir a desigualdade, e as de 2008 para 2017 contribuíram para aumentá-la. As despesas com transporte privado e manutenção do lar contribuíram para aumentar a desigualdade no primeiro período e no segundo contribuíram para reduzi-la. Porém, de 2002 para 2017, as despesas com transporte privado, serviços profissionais, alimentação em casa, manutenção do lar e conserto de artigos contribuíram para reduzir a desigualdade na distribuição do consumo.

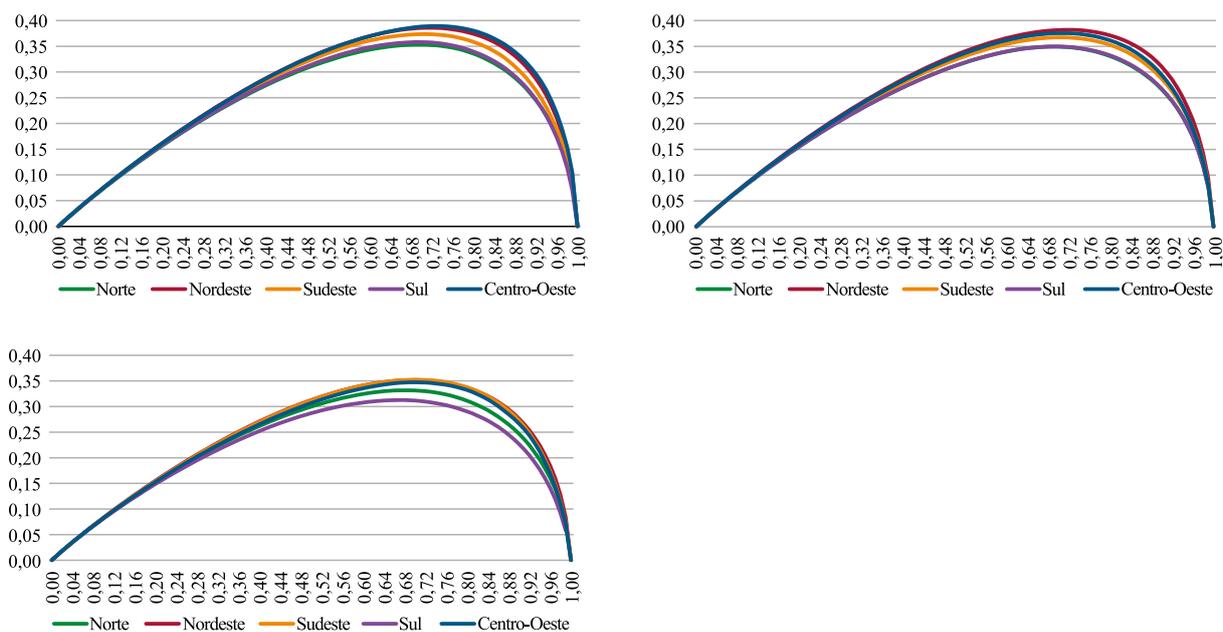
Os resultados sugerem melhoria do bem-estar social, com maior acesso a bens e maior diversificação na cesta de consumo das famílias brasileiras. Embora alguns itens da cesta de consumo tenham se destacado na explicação das mudanças na desigualdade da distribuição dos gastos em consumo, como aqueles relacionados com saúde, alimentação e despesas pessoais e habitação, cada item merece uma análise particular. De fato, o impacto do maior ou menor consumo de cada item na desigualdade tem efeitos diversos, como no caso da alimentação, cuja redução na participação na cesta de consumo contribuiu para ampliar a desigualdade. Por sua vez, os transportes também contribuíram positivamente para a desigualdade, mas com aumento na participação no consumo familiar. Esse comportamento é explicado pela menor desigualdade no acesso à alimentação e maior desigualdade no acesso aos transportes, especialmente o privado.

3.2 Evolução e decomposição regional da desigualdade na distribuição dos gastos de consumo

A redução do nível da desigualdade na distribuição dos gastos em consumo nas regiões brasileiras pode ser observada na Figura 3, com a diferença da curva de perfeita igualdade e a curva de Lorenz para as POFs 2002-2003, 2008-2009 e 2017-2018, em que quanto mais alta for a curva, maior será a desigualdade na distribuição. Porém, apesar dessa redução, verifica-se ainda a permanência das diferenças regionais.

Em 2002-2003, verifica-se que a Região Centro-Oeste é a mais desigual, pois apresenta a curva mais alta, em seguida está a Região Nordeste, depois a Região Sudeste, Região Sul e a Região Norte, que é a menos desigual. Uma possível explicação para a menor desigualdade na Região Norte seria a menor complexidade de sua estrutura produtiva, que se reflete no padrão de consumo das famílias. Ademais, o nível de desigualdade em cada região também pode ser observado na Tabela 4, com o valor do índice de Gini para o consumo total. Já em 2007-2008, a Região Nordeste se tornou a mais desigual, seguida pelas Regiões Centro-Oeste e Sudeste, além das Regiões Sul e Norte, as quais estão praticamente sobrepostas. Por fim, em 2017-2018, em relação à pesquisa anterior, as curvas apresentaram uma significativa redução no topo ou na desigualdade. Sendo que as Regiões Nordeste e Sudeste estão sobrepostas, em quase todos os percentis, com a maior desigualdade, seguidas pelas Regiões Centro-Oeste, Norte e Sul, com a menor desigualdade.

Figura 3 – Diferença entre a curva de igualdade perfeita e a curvas de Lorenz para as cinco grandes regiões, 2002-2003, 2008-2009, 2017-2018



Fonte: Elaborado na pesquisa a partir das informações das POFs do IBGE.

Observando a desigualdade na distribuição do consumo total, na Tabela 4, verifica-se redução no período em todas as regiões, o que sugere uma maior equidade no bem-estar entre as regiões do País. Porém, apesar desses avanços, o nível da desigualdade ao final do período, em que o índice de Gini supera o valor de 0,400, revela ainda um país com profundas disparidades no bem-estar ou no consumo de bens e serviços de sua população.

Da mesma forma que na Figura 3, observa-se que a Região Centro-Oeste apresentou o maior nível de desigualdade na distribuição do consumo em 2002. Já em 2008, a região com a maior desigualdade no consumo foi a Nordeste, pois a redução na desigualdade na Região Centro-Oeste foi maior. Em 2017, a região com maior desigualdade na distribuição do consumo continuou sendo o Nordeste, seguido pelas Regiões Sudeste e o Centro-Oeste. Por outro lado, em 2002 e 2008, a Região Norte apresentou a menor desigualdade no consumo e, em 2017, a Região Sul. Por sua vez, a Região Sul teve a maior redução da desigualdade no período, seguida pela Região Norte, o que pode ser explicado pela redução na desigualdade nas despesas em habitação.

A Tabela 4 também traz a composição e a desigualdade na distribuição dos gastos em consumo de cada grupo de despesa nas grandes regiões do País. Verifica-se que as despesas em alimentação e gastos pessoais têm maior participação nas Regiões Norte e Nordeste, que correspondem às regiões mais pobres do Brasil. Nessas regiões e nas outras, houve um aumento na participação dessa despesa de 2002 para 2008 e uma redução de 2008 para 2017.

Tabela 4 – Composição e desigualdade no consumo por região, 2002-2003, 2007-2008 e 2017 -2018

Despesas	Participação			Gini		
	2002-2003	2008-2009	2017-2018	2002-2003	2008-2009	2017-2018
Norte						
Alimentação	0,327	0,347	0,301	0,363	0,381	0,377
Habitação	0,320	0,336	0,370	0,452	0,447	0,402
Serviços	0,184	0,132	0,148	0,587	0,591	0,537
Transporte	0,152	0,167	0,166	0,677	0,647	0,630

Despesas	Participação			Gini		
	2002-2003	2008-2009	2017-2018	2002-2003	2008-2009	2017-2018
Diversas	0,017	0,017	0,016	0,554	0,530	0,630
Consumo total	1,000	1,000	1,000	0,483	0,478	0,456
Nordeste						
Alimentação	0,316	0,324	0,304	0,405	0,409	0,394
Habituação	0,304	0,324	0,323	0,487	0,470	0,416
Serviços	0,225	0,153	0,190	0,628	0,617	0,574
Transporte	0,141	0,183	0,168	0,693	0,714	0,654
Diversas	0,014	0,016	0,015	0,599	0,609	0,629
Consumo total	1,000	1,000	1,000	0,523	0,520	0,483
Sudeste						
Alimentação	0,219	0,240	0,213	0,399	0,393	0,400
Habituação	0,331	0,370	0,382	0,440	0,459	0,418
Serviços	0,277	0,185	0,215	0,609	0,602	0,565
Transporte	0,159	0,188	0,173	0,615	0,611	0,595
Diversas	0,014	0,017	0,018	0,544	0,556	0,625
Consumo total	1,000	1,000	1,000	0,507	0,500	0,480
Sul						
Alimentação	0,243	0,252	0,239	0,370	0,381	0,364
Habituação	0,335	0,355	0,358	0,426	0,427	0,355
Serviços	0,221	0,155	0,182	0,581	0,541	0,505
Transporte	0,185	0,219	0,202	0,637	0,625	0,573
Diversas	0,016	0,018	0,019	0,539	0,534	0,558
Consumo total	1,000	1,000	1,000	0,487	0,478	0,432
Centro-Oeste						
Alimentação	0,230	0,247	0,236	0,408	0,438	0,387
Habituação	0,329	0,363	0,329	0,462	0,437	0,386
Serviços	0,238	0,165	0,203	0,619	0,593	0,553
Transporte	0,188	0,206	0,211	0,673	0,648	0,608
Diversas	0,015	0,019	0,022	0,515	0,573	0,638
Consumo total	1,000	1,000	1,000	0,527	0,509	0,472

Fonte: Elaborado na pesquisa a partir das informações das POFs do IBGE.

Essas evidências estão de acordo com a redução da desigualdade observada nesse primeiro período no País, o que possibilitou um aumento na despesa em alimentação, principalmente nas regiões mais pobres e que se verifica também no Sudeste. Porém, no segundo período, foi possível consumir outros bens e serviços, permitindo redução da participação das despesas em alimentação nos gastos totais.

As despesas com alimentação são importantes na composição dos gastos das unidades de consumo das famílias no País, porém, com exceção da Região Nordeste, em 2002 e 2008, e a Norte, em 2002, em que essa despesa representa a maior parcela dos gastos, nas demais localidades as despesas com habitação constituem a maior parcela do orçamento das unidades familiares. Adicionalmente, com exceção das Regiões Nordeste e Centro-Oeste, de 2008 para 2017, verifica-se aumento dos gastos em habitação.

A participação dos gastos em transportes, diferentemente das despesas em alimentação, é maior nas Regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste. Nessas regiões, a renda é mais alta e possibilita que as famílias gastem uma maior porção de sua renda com essa despesa. A despesa com serviços, em todas as regiões, apresentou redução na participação de 2002 para 2008 e aumento de 2008 para 2017.

No período, a despesa em transporte foi o grupo de gastos com maior desigualdade, seguido pela despesa em serviços em todas as regiões, mesmo com redução da desigualdade. Por outro

lado, a despesa em alimentação e gastos pessoais apresentou a menor desigualdade em 2002 e 2008, em todas as regiões. Já em 2017, no Centro-Oeste e principalmente no Sul, a despesa com menor desigualdade foi em habitação, que apresentou a maior redução na desigualdade, especialmente nas Regiões Sul e Centro-Oeste.

Buscando compreender melhor a contribuição de cada grupo de despesa para a queda na desigualdade do consumo total, pode-se observar na Tabela 5 a decomposição do efeito total da redução da desigualdade pelo índice de Gini em porcentagem para as cinco regiões do Brasil, nos dois subperíodos. Destaca-se que, como em todas as regiões a desigualdade se reduziu, quando o sinal da contribuição é positivo, a despesa contribuiu para reduzir a desigualdade na distribuição do consumo. Por exemplo, de 2002 para 2008, a despesa com saúde no Norte contribuiu para reduzir a desigualdade na distribuição do consumo em 67%, e a despesa em cesta básica contribuiu para aumentar a desigualdade no consumo em 128%.

Na Tabela 4, foi observada redução na desigualdade na distribuição do consumo em todas as regiões, tanto de 2002 para 2008 quanto de 2008 para 2017. No primeiro período, o Centro-Oeste foi a região que apresentou a maior redução na desigualdade, enquanto no segundo período, a Região Sul foi a que teve maior queda. Considerando as contribuições de cada grupo de despesa para esse desempenho, conforme a Tabela 5, nota-se que os gastos em saúde e aluguel foram relevantes para a queda da desigualdade de consumo em todas as regiões, no primeiro período.

Mais especificamente nesse primeiro período, na Região Norte, as despesas em saúde (67,0%), aluguel (52,5%) e transporte público (44,8%) foram as que apresentaram maior contribuição para a redução na desigualdade. Salienta-se novamente que o valor positivo indica contribuição para reduzir a desigualdade. No Nordeste, foram as despesas em saúde (162,4%), aluguel (157,0%) e alimentação no domicílio (91,8%); no Sudeste, foram saúde (105,5%), alimentação fora do domicílio (39,9%) e alimentação no domicílio (30,0%); já no Sul, foram as despesas em saúde (81,3%), aluguel (53,3%) e serviços e taxas (26,9%); por fim, no Centro-Oeste, foram as despesas em aluguel (74,9%), saúde (25,5%) e educação (22,95) que se destacaram para a queda da desigualdade.

Por outro lado, há também os gastos com variação negativa, que contribuíram para aumentar a desigualdade nesse primeiro período. Na Região Norte, as despesas que mais contribuíram para aumentar a desigualdade foram em cesta básica, serviços e taxas e manutenção do lar; no Nordeste e Sul, foram as despesas em transporte privado, cesta básica e manutenção do lar; no Sudeste, foram as despesas em manutenção do lar, transporte privado e serviços domiciliares; e no Centro-Oeste, foram as despesas em cesta básica, manutenção do lar e serviços domiciliares.

No segundo período, de 2008 para 2017, as despesas que mais contribuíram para reduzir a desigualdade foram, principalmente, as despesas do grupo de gastos em habitação. Na Região Norte, os gastos que mais contribuíram para reduzir a desigualdade foram as despesas com serviços e taxas (45,6%), cuidados pessoais (29,5%) e aluguel (28,1%); na Região Nordeste, foram as despesas com transporte privado (39,7%), serviços e taxas (19,7%) e cuidados pessoais (16,5%); já no Sudeste, foram as despesas com transporte privado (41,2%), aluguel (31,2%) e serviços e taxas (20,4%); no Sul, foram as despesas com transporte privado (33,0%), manutenção do lar (21,6%) e aluguel (20,1%); e no Centro-Oeste, foram as despesas com transporte privado (25,5%), alimentação fora do domicílio (17,5%) e serviços e taxas (16,4%).

Tabela 5 – Decomposição da variação do Índice de Gini (ΔG) em percentual para a distribuição dos gastos em consumo *per capita* para as regiões, 2002 para 2008 e 2008 para 2017

Despesas	Norte		Nordeste		Sudeste		Sul		Centro-Oeste	
	02-08	08-17	02-08	08-17	02-08	08-17	02-08	08-17	02-08	08-17
Alimentação	-68,2	-13,7	-7,7	7,2	51,2	-21,6	-18,9	6,4	-30,9	31,5
Cesta Básica	-128,1	-31,6	-145,6	-9,2	-35,0	-14,5	-50,5	-5,4	-30,3	0,0
Em Casa	35,3	-21,2	91,8	-6,8	30,0	-9,1	19,9	-3,8	4,1	-1,6
Fora de Casa	30,0	-1,0	25,2	2,3	39,9	-14,3	15,2	0,1	-6,8	17,5
Fumo	-9,9	-0,8	-1,9	-1,0	-0,1	-1,4	3,2	0,0	-1,7	-0,8
Vestuário	2,6	11,5	-3,2	5,7	6,0	-2,0	-12,6	5,0	2,8	1,8
Cuidados Pessoais	1,9	29,5	25,9	16,2	10,4	19,7	6,0	10,5	1,0	14,6
Habitação	37,5	78,7	164,3	46,5	-64,1	81,3	8,8	56,7	60,1	41,0
Manutenção	-12,1	6,8	-53,9	13,1	-70,3	18,0	-69,3	21,6	-16,6	14,1
Aluguel	52,5	28,1	157,0	15,4	6,4	31,2	53,3	20,1	74,9	5,7
Serviços e Taxas	-35,7	45,6	-5,2	19,7	3,9	20,4	26,9	10,9	-1,2	16,4
Móveis e Eletro	26,8	2,2	43,4	2,2	-5,0	12,0	1,2	4,1	5,1	4,7
Limpeza	4,8	-3,7	19,2	-3,8	0,3	-0,3	-1,8	-0,2	-1,5	0,1
Consertos	1,1	-0,3	3,8	-0,1	0,5	0,0	-1,5	0,2	-0,6	0,0
Serviços	88,4	27,9	235,4	10,7	152,7	23,0	139,5	9,2	64,1	11,3
Recreação	38,9	11,7	70,3	5,2	29,1	6,1	23,5	4,2	17,5	2,4
Educação	-6,2	10,0	16,0	8,6	26,9	3,1	20,2	3,4	22,9	5,4
Saúde	67,0	2,6	162,4	-0,4	105,2	15,4	81,3	2,8	25,5	2,9
Domiciliares	-0,3	-0,9	-15,7	-2,7	-35,4	-0,9	21,2	-2,8	-8,4	2,5
Pessoais	-5,3	3,8	1,9	1,7	6,3	2,2	1,5	1,2	2,3	0,8
Profissionais	-5,8	0,7	0,6	-1,6	20,7	-2,8	-8,1	0,3	4,3	-2,7
Transportes	35,5	14,3	-284,9	36,4	-35,1	23,6	-29,7	29,0	12,6	20,8
Privado	-9,3	26,4	-317,0	39,7	-58,8	41,2	-37,9	33,0	8,8	25,5
Público	44,8	-12,1	32,2	-3,3	23,7	-17,6	8,2	-4,0	3,7	-4,7
Diversas	6,9	-7,3	-7,0	-0,7	-4,7	-6,3	0,3	-1,2	-5,8	-4,5
Consumo	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
Δ Gini	-0,01	-0,02	-0,00	-0,04	-0,01	-0,02	-0,01	-0,05	-0,02	-0,04

Fonte: Elaborado na pesquisa a partir das informações das POFs do IBGE.

Por outro lado, nesse segundo período, destacam-se algumas despesas que contribuíram para aumentar a desigualdade ou não permitiram uma queda na desigualdade ainda maior. Na Região Norte, as despesas que mais contribuíram para aumentar a desigualdade foram as despesas em serviços e taxas, cuidados pessoais e aluguel; no Nordeste, foram as despesas em transporte privado, serviços e taxas e cuidados pessoais; no Sudeste, foram as despesas em transporte privado, aluguel e serviços e taxas; no Sul, foram as despesas em transporte privado, manutenção do lar e aluguel; no Centro-Oeste, foram as despesas em transporte privado, alimentação fora do domicílio e serviços e taxas.

Portanto, esses resultados evidenciam que a despesa em saúde foi importante na redução da desigualdade em todas as regiões no primeiro período, principalmente no Nordeste e no Sudeste. Já as despesas em habitação, principalmente as despesas com serviços e taxas e manutenção do lar, têm um papel importante na redução da desigualdade na distribuição do consumo no segundo período. As despesas com habitação apresentaram importante contribuição para reduzir a desigualdade apenas na Região Sul no primeiro período; já no segundo período, também têm grande importância em todas as regiões, principalmente no Norte.

Assim, verifica-se redução na desigualdade da distribuição dos gastos em consumo em todas as regiões do Brasil. Porém, tanto a magnitude dessa queda quanto os itens da cesta de consumo que mais contribuíram para esse comportamento foram heterogêneos entre as regiões do País.

Como exemplo, a redução da participação da cesta básica no consumo total das famílias teve maior impacto nas Regiões Norte e Nordeste do País, que são as mais pobres, do que nas demais, relativamente mais ricas.

3.3 Discussão

Este trabalho se preocupou em analisar a desigualdade na distribuição dos gastos em consumo, buscando verificar a evolução do perfil da cesta de consumo das famílias nas regiões brasileiras. Para isso, o trabalho decompôs a variação da desigualdade na distribuição do consumo a fim de identificar quais despesas mais contribuíram para reduzir a desigualdade na distribuição do consumo total.

Inicialmente, verificou-se que a desigualdade na distribuição dos gastos em consumo apresentou redução no período estudado, em que o índice de Gini foi de 0,529 para 0,488, de 2002 para 2017, ou seja, uma redução de 7,7%. Da mesma forma, a desigualdade na distribuição da renda disponível também tem queda de 9%, em que o índice de Gini varia de 0,574 para 0,522, no mesmo período. Esse resultado se assemelha aos obtidos por Attanasio, Hust e Pistaferri (2012) e Attanasio e Pistaferri (2016) para os EUA, em que a desigualdade na distribuição dos gastos em consumo é menor do que da renda disponível. Adicionalmente, ao longo dos anos, as mudanças na desigualdade da distribuição dos gastos em consumo seguem a tendência observada na distribuição da renda disponível, como no caso brasileiro, com redução no período estudado.

Apesar dessa redução verificada, o nível de desigualdade das distribuições analisadas para o Brasil ainda é alto, o que impacta o seu bem-estar social. Segundo Lustig (2020), de 1992 para 2017, a desigualdade na distribuição da renda de países da América Latina em geral diminuiu, inclusive no Brasil, o que corrobora os resultados da Tabela 1, para a redução da desigualdade na distribuição da renda *per capita* familiar. Porém, entre vários países da América Latina, o Brasil apresentou a maior desigualdade na distribuição da renda, tanto em 1992 quanto em 2017. Esse dado mostra que mesmo com a redução da desigualdade, quando comparado a países mais próximos e semelhantes, o Brasil ainda é muito desigual.

Nessa queda da desigualdade, destaca-se o comportamento de alguns itens da cesta de consumo, como saúde, alimentação e habitação. Ademais, pode-se ressaltar a importância de políticas públicas para ampliar o acesso e a diversificação de itens consumidos pelas famílias, que contribuíram para aumentar o nível de bem-estar no País.⁵

Inicialmente, a despesa em saúde foi importante na redução da desigualdade em todas as regiões, principalmente nas Regiões Nordeste e Sudeste de 2002 até 2008. O estudo de Garcia *et al.* (2013) e os dados do TabNet DataSUS mostram que, na primeira década dos anos 2000, o SUS aumentou sua cobertura. Em dezembro de 2002, o percentual de famílias no cadastramento familiar de atenção básica do SUS em relação à população brasileira era de 49% e, em dezembro de 2008, esse percentual era de 59%. Esse aumento da cobertura proporcionou às famílias redução nos gastos com saúde, entretanto o número de pessoas cadastradas na atenção básica era de 86 milhões em 2002 e passou a ser 113 milhões em 2008, o que corresponde a um crescimento médio anual de 4,6% a.a.

No entanto, se selecionados apenas municípios de extrema pobreza⁶, esse aumento anual de famílias cadastradas na atenção básica foi de apenas 4% ao ano. Portanto, ao selecionar apenas os municípios de extrema pobreza, o aumento de famílias cadastradas na atenção básica foi menor

5 Para verificar a robustez desses resultados, essas decomposições também foram realizadas considerando o índice de Mehran, que tem maior sensibilidade na cauda inferior da distribuição, e o índice Piesch, que tem maior sensibilidade na cauda superior da distribuição, por região do Brasil, cujas variações em geral também são similares aos resultados para o índice de Gini, que tem maior sensibilidade na moda da distribuição.

6 Municípios de extrema pobreza são aqueles cuja renda *per capita* se encontra abaixo de um quarto do salário mínimo.

do que o aumento em todo o Brasil. Quanto maior o aumento na atenção básica, mais as famílias podem deixar de gastar com saúde. Assim, esse menor aumento de famílias cadastradas na atenção básica em municípios de extrema pobreza se reflete em menores taxas de redução no gasto com saúde entre as famílias mais pobres do que em famílias mais ricas, o que pode ter colaborado para a redução da desigualdade na distribuição dos gastos com saúde.

Já no período de 2008 para 2017, os gastos com saúde das famílias aumentaram. Após 2008, o número de famílias cadastradas na atenção básica continuou aumentando até 2012, quando a proporção foi de 62% das famílias brasileiras. O aumento do número de famílias cadastradas na atenção básica foi de 1,7% a.a.; embora tenha ocorrido crescimento, foi inferior ao observado de 2002 até 2008. Contudo, após 2012, esse número sofre reduções, chegando em 2014 a 57% das famílias brasileiras e, em 2015, o último ano com dados disponíveis no TabNet DataSUS, a apenas 45%. De 2008 até 2015, o número de famílias cadastradas na atenção básica diminuiu 2,97% a.a. Ademais, considerando o número de pessoas cadastradas apenas em municípios de extrema pobreza, a redução foi de 3,14% a.a., ou seja, a cobertura na atenção básica se reduziu mais em municípios de extrema pobreza do que em todo o Brasil.

Entre os grupos de despesa, em todas as regiões, aquelas em alimentação e cuidados pessoais apresentaram aumento na participação de 2002 para 2008, mas de 2008 para 2017 houve redução. Isso evidencia que, no primeiro período, o aumento da renda foi utilizado para sanar a fome dessas regiões. No segundo período, a fome nessas regiões ainda é uma realidade para muitas famílias, mas um problema muito menor, o que possibilitou às famílias direcionar rendas para outras despesas.

Ademais, a despesa com alimentação, que é composta por três itens, sendo eles a cesta básica, a alimentação no domicílio e a alimentação fora do domicílio, contribuiu para aumentar a desigualdade, com exceção do Sudeste no primeiro período e do Centro-Oeste no segundo período, onde a despesa com alimentação contribuiu para reduzir a desigualdade. No período anterior, de 1995 para 2002, Silveira Neto e Menezes (2010) observaram que a despesa em alimentação na região metropolitana de Recife contribuiu para reduzir a desigualdade, já na região metropolitana de São Paulo, a despesa contribuiu para o aumento. Os autores atribuíram esse resultado a programas de transferências de renda, que foram mais relevantes no Nordeste. Uma explicação para o resultado do atual trabalho seria que a despesa com alimentação é menos desigual, porém reduziu sua participação no orçamento familiar, o que contribuiu para o aumento da desigualdade na distribuição do consumo, principalmente pelo efeito participação.

De fato, deve-se destacar a importância do Programa Bolsa Família (PBF), criado em 2003 a partir da unificação e ampliação de programas existentes. Segundo Manques *et al.* (2003), em dezembro de 2003, a Região Nordeste continha 69,1% dos beneficiários do programa, a Região Sudeste 19,1%, a Região Norte 8%, o Centro-Oeste 2,4% e a Região Sul 1,4%. Com isso, verificou-se que a maioria dos beneficiários estavam no Nordeste. Em 2010, segundo Facioli e Sirqueira (2017), a Região Nordeste tem alta cobertura do Bolsa Família e alta taxa de pobreza. Já na Região Norte, mesmo com alta taxa de pobreza, a cobertura do Programa não é tão expressiva, como no Nordeste. Segundo Souza *et al.* (2019), em 2017, o PBF beneficiava 13,3 milhões de famílias, o que representava cerca de um quinto da população brasileira.

Já Vaz e Hoffmann (2020) verificaram redução nos gastos com alimentação tanto de 2002 para 2008 quanto de 2008 para 2017. Porém, o gasto com alimentação fora do domicílio aumentou a despesa familiar média de 2002 para 2008 e diminuiu de 2008 para 2017. Para os autores, esse resultado pode ser explicado pela crise econômica após 2014, uma vez que a despesa com alimentação fora do domicílio é mais elástica em relação à renda do que a despesa com alimentação no domicílio.

O grupo de despesas com habitação, de 2002-2003 para 2007-2008, reduziu a desigualdade nas Regiões Norte (de 0,452 para 0,447), Nordeste (de 0,487 para 0,470) e Centro-Oeste (de

0,462 para 0,437) e apresentou aumento na desigualdade nas Regiões Sudeste (de 0,440 para 0,459) e Sul (de 0,426 para 0,427). Porém, de 2008 para 2017, em todas as regiões, o grupo de despesas com habitação apresentou redução na desigualdade em todas as regiões; no Norte, a desigualdade se reduziu a 0,402, no Nordeste, a 0,416, no Sudeste, a 0,418, no Sul, a 0,355, e no Centro-Oeste, a 0,386.

De 2008 para 2017, as despesas com serviços e taxas aumentaram a participação no orçamento das famílias e contribuíram para a redução na desigualdade em todas as regiões. Uma possível explicação seria a criação do Programa Minha Casa Minha Vida (PMCMV), que afetou principalmente as famílias mais pobres. Assim, pode-se dizer que serviços de água, esgoto, energia elétrica, assinatura de TV e internet e reforma do domicílio passaram a ser mais igualitários entre as famílias.

Em 2009, o governo Lula lançou o PMCMV, por meio da lei nº 11.977, de 07 de julho, que deu condições acessíveis de financiamento para milhões de famílias adquirirem a casa própria. Segundo dados do Ministério do Desenvolvimento Regional, até o final de 2018, o programa fez 5,3 milhões de contratos e entregou 4,6 milhões de unidades habitacionais e, até junho de 2020, um total de 5,8 milhões contratos e 4,9 milhões de unidades habitacionais. A maioria dos contratos até 2013 era destinada para a faixa 1 de beneficiários (com renda de até R\$ 1.800,00 mensais); a partir de 2014, a maioria dos contratos foi destinada para beneficiários da faixa dois (com renda de R\$ 2.600,00 até R\$ 4.000,00). Mesmo a faixa dois ganhando maior participação entre os beneficiários, a faixa um ainda representa uma parte considerável dos contratos, sendo que, em 2018, a faixa um representava 20% dos novos beneficiários, e a faixa dois, 47%.

Muitos dos beneficiários do PMCMV, antes de se beneficiarem do programa, viviam em condição de vulnerabilidade, sem serviços como água encanada, esgoto e energia elétrica, ou tinham esses serviços de maneira ilegal ou ainda de qualidade inferior. Após adquirirem imóveis formais, essas famílias passaram a usufruir de serviços a que antes não tinham acesso, porém tiveram que arcar com despesas relacionadas a esses serviços de habitação. Nishimura e Sampaio (2016), por exemplo, mostraram que programas de habitação retiram famílias das condições de vulnerabilidades e têm impacto na redução da mortalidade infantil e na melhora das condições de saúde por oferecer a essas famílias água e esgoto encanados.

Nos resultados apresentados neste trabalho, essas despesas foram tratadas como serviços e taxas, entretanto outras despesas podem estar relacionadas com habitação e podem ser afetadas, como despesas com reformas do lar ou até mesmo despesas com aluguel, através da maior oferta de imóveis de menor custo e menor procura por imóveis de aluguel, com a redução do déficit habitacional proporcionado pelo programa.

Portanto, verificou-se que no período ocorreu uma maior diversificação nos gastos das famílias, que em geral propiciaram redução da desigualdade na distribuição do consumo, porém a desigualdade ainda se encontra em um nível elevado, e persistem importantes diferenças regionais. Nota-se que as políticas públicas têm grande impacto no bem-estar das famílias, suavizando choques de oferta, transferindo renda e promovendo melhores condições básicas de saúde e moradia para os mais vulneráveis.

4 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O objetivo deste trabalho foi analisar a desigualdade na distribuição dos gastos em consumo nas grandes regiões brasileiras, com base em informações das POFs de 2002-2003, de 2008-2009 e de 2017-2018, bem como identificar os itens que mais impactaram no comportamento da desigualdade. Os gastos em consumo foram divididos em vinte componentes, agrupados em quatro categorias, que são alimentação e cuidados pessoais, habitação, serviços e transporte, além das despesas diversas com os gastos que não pertenciam a nenhum desses segmentos.

A desigualdade na distribuição dos gastos em consumo se reduziu no período estudado, acompanhando as quedas também observadas nas distribuições da renda e da renda disponível. Porém, a desigualdade na distribuição da renda diminuiu mais entre 2002 e 2008; já na distribuição do consumo, a desigualdade se reduziu mais após 2008 – a diferença na curva de Lorenz é maior entre 2008 para 2017 do que de 2002 para 2008. Tanto de 2002 para 2008 quanto de 2008 para 2017, o aumento da renda *per capita* foi maior do que o aumento no consumo *per capita*. Além disso, o aumento da renda *per capita* foi maior de 2002 até 2008 do que após 2008, porém a renda disponível *per capita* aumentou mais no segundo período, assim como o consumo *per capita*.

Os resultados evidenciam redução na desigualdade na distribuição do consumo, principalmente devido à queda da desigualdade nas despesas de habitação em todas as regiões, especialmente nas Regiões Sul e Centro-Oeste, onde foi observada a maior redução. As despesas com aluguel, serviços e taxas e manutenção do lar foram as despesas no grupo de gastos com habitação que mais contribuíram para reduzir a desigualdade no consumo total.

Em todas as regiões, no segundo período, a despesa com serviços e taxas em habitação foi importante na redução da desigualdade, e na Região Norte foi a despesa que mais contribuiu para reduzir a desigualdade na distribuição do consumo total. Ademais, analisando-se os outros índices de desigualdade para as regiões, essas diferentes medidas de desigualdade não trouxeram grandes diferenças em relação à contribuição das despesas para reduzir ou aumentar a desigualdade na distribuição do consumo total.

A participação dos gastos em transportes é mais alta no Sul, Sudeste e Centro-Oeste. No primeiro período, as despesas em transporte privado contribuíram para aumentar a desigualdade e, no segundo, para reduzir. Porém, no Centro-Oeste, essas despesas contribuíram para reduzir a desigualdade na distribuição dos gastos em consumo em ambos os períodos.

No período analisado, houve importantes políticas públicas que contribuíram para a redução da desigualdade na distribuição do consumo, como a valorização do salário mínimo e programas de transferência de renda, como o Bolsa Família. A atenção básica de saúde, ou a falta dela, tem grande impacto na desigualdade no consumo via gastos de saúde, e a menor assistência de serviços de saúde tem relação com o aumento dos gastos de saúde entre os mais pobres a partir de 2008. Já o PMCMV ampliou os gastos relacionados à moradia por parte dos mais pobres, oferecendo a essas famílias serviços básicos como água e esgoto encanado, o que fez reduzir a desigualdade no gasto relacionado com habitação, com ênfase da contribuição das despesas com serviços e taxas em habitação na redução da desigualdade do consumo total na Região Norte.

Nesse sentido, os resultados sugerem queda na desigualdade dos gastos das famílias no País no período, com as políticas públicas cumprindo papel importante nesse processo. No entanto, ainda se observam importantes disparidades regionais e um nível de desigualdade ainda elevado no bem-estar da população brasileira, especialmente nas Regiões Nordeste e Sudeste.

REFERÊNCIAS

- ALMEIDA, C. C. R.; LIMA, J. P. R.; GATTO, M. F. F. Inserção digital e desigualdades na demanda por cultura no Brasil. **Nova Economia**, v. 29, n. Suplemento Especial, p. 1221-1247, 2019.
- ATKINSON, A. B. **Desigualdade: O que pode ser feito?** Lisboa: Leya, 2016. 432 p.
- ATTANASIO, O. P.; PISTAFERRI, L. Consumption inequality. **Journal of Economic Perspectives**, v. 30, n. 2, p. 3-28, 2016.
- ATTANASIO, O.; HURST, E.; PISTAFERRI, L. The evolution of income, consumption, and leisure inequality in the US, 1980-2010. In: CARROLL, C. D.; CROSSLEY, T. F.; SABELHAUS, J. (Editors). **Improving the Measurement of Consumer Expenditures**. Chicago: National Bureau of Economic Research, 2012. p. 100-140.
- BARBOSA FILHO, F. H. A crise econômica de 2014/2017. **Estudos avançados**, v. 31, n. 89, p. 51-60, 2017.
- CACCIAMALI, M. C.; TATEI, F. Mercado de trabalho: da euforia do ciclo expansivo e de inclusão social à frustração da recessão econômica. **Estudos avançados**, v. 30, n. 87, p. 103-121, 2016.
- CASTRO, P. F.; MAGALHÃES, L. C. G. Recebimento e dispêndio das famílias brasileiras: evidências recentes da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) -1995/1996. IPEA: Rio de Janeiro. **Texto para Discussão**, n. 614, 1998.
- COELHO, A. B.; AGUIAR, D. R. D.; FERNANDES, E. A. Padrão de consumo de alimentos no Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 47, n. 2, p. 335-362, 2009.
- CORSEUIL, C.; FOGUEL, M. Uma sugestão de deflatores para rendas obtidas a partir de algumas pesquisas do IBGE. IPEA: Rio de Janeiro. **Texto para Discussão**, n. 897, 2002.
- CURI, A. Z.; MENEZES FILHO, N. A. Determinantes dos gastos com educação no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 40, n. 1, 2010.
- DIEESE – DEPARTAMENTO INTERSINDICAL DE ESTATÍSTICA E ESTUDOS SOCIOECONÔMICOS. **Metodologia da pesquisa nacional da cesta básica de alimentos**. São Paulo, 2016.
- FACIROLI, J.; SIRQUEIRA, T. F. M. Análise espacial da taxa de cobertura do Programa Bolsa Família para os municípios brasileiros. **Desenvolvimento Regional em debate**, v. 7, n. 2, p. 118-137, 2017.
- GARCIA, L. P. *et al.* Gastos com saúde das famílias brasileiras residentes em regiões metropolitanas: composição e evolução no período 1995-2009. **Ciência & Saúde Coletiva**, v. 18, p. 115-128, 2013.
- HOFFMANN, R. Decomposition of Mehran and Piesch inequality measures by factor components and their application to the distribution of *per capita* household income in Brazil. **Brazilian Review of Econometrics**, Rio de Janeiro, v. 24, n. 1, p. 149- 171, maio 2004.

HOFFMANN, R. Transferências de renda e a redução da desigualdade no Brasil e cinco regiões entre 1997 e 2004. **Econômica**, Rio de Janeiro, v. 8, n. 1, p. 55-81, jun. 2006.

HOFFMANN, R. Desigualdade da renda e das despesas *per capita* no Brasil, em 2002-2003 e 2008-2009, e avaliação do grau de progressividade ou regressividade de parcelas da renda familiar. **Economia e sociedade**, v. 19, n. 3, p. 647-661, 2010.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa de orçamentos familiares 2002-2003**: primeiros resultados. Rio de Janeiro: IBGE, 2004.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa de orçamentos familiares 2008-2009**: despesas rendimentos e condições de vida. Rio de Janeiro: IBGE, 2011.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa de orçamentos familiares 2017-2018**: primeiros resultados. Rio de Janeiro: IBGE, 2019.

JONES, C. I.; KLENOW, J. Beyond GDP? Welfare across countries and time. **American Economic Review**, v. 106, n. 9, p. 2426-57, 2016.

LEITE, F. P. Como o grau de desigualdade afeta a propensão marginal a consumir? Distribuição de renda e consumo das famílias no Brasil a partir dos dados das POF 2002-2003 e 2008-2009. **Economia e Sociedade**, v. 24, n. 3, p. 617-650, 2015.

LUSTIG, N. Desigualdad y descontento social en América Latina. **Nueva Sociedad**, v. 286, p. 53-61, 2020.

MARQUES, R. M. *et al.* A importância do Bolsa Família nos municípios brasileiros. **Avaliação de Políticas e Programas do MDS–Resultados**, v. 2, 2004.

MENEZES, T. *et al.* O gasto e a demanda das famílias em saúde: uma análise a partir da POF de 2002-2003. In: SILVEIRA, F. G. *et al.* **Gasto e consumo das famílias brasileiras contemporâneas**. Brasília: IPEA, 2006, p. 313-344.

NISHIMURA, F.; SAMPAIO, B. Efeito da habitação sobre a mortalidade infantil: evidências de um desenho de regressão descontínua. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 43., 2015. Florianópolis. **Anais...** Florianópolis: ANPEC, 2015. Disponível em: https://www.anpec.org.br/encontro/2015/submissao/files_I/i12-26dbb06b90392b99893f21215a253835.pdf

PINTOS-PAYERAS, J. A. **A carga tributária no Brasil e sua distribuição**. Tese (Doutorado) – Universidade de São Paulo, 2008.

ROCHA, C. Developments in national policies for food and nutrition security in Brazil. **Development Policy Review**, v. 27, n. 1, p. 51-66, 2009.

SANTANA, P. J.; MENEZES, T. A. Diferenças raciais no padrão de gastos com educação: uma abordagem semiparamétrica. **Nova Economia**, v. 19, n. 3, p. 383-405, 2009.

SANTOS, I. C. M. A Distribuição do Consumo: uma análise das Regiões Brasileiras através da POF 2002-2003. In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 16., Caxambu. **Anais...** Caxambu: ABEP, 2008.

SILVEIRA NETO, R. M.; MENEZES, T. A. Nível e evolução da desigualdade dos gastos familiares no Brasil: uma análise para as regiões metropolitanas no período 1996 a 2003. **Estudos Econômicos**, v. 40, n. 2, p. 341-372, 2010.

SOARES, S. Análise de bem-estar e decomposição por fatores da queda na desigualdade entre 1995 e 2004. **Econômica**, v. 8, n. 1, p. 83-115, 2006.

SOUZA, P. H. G. F.; OSÓRIO, R. G.; PAIVA, L. H.; SOARES, S. Os efeitos do programa Bolsa Família sobre a pobreza e a desigualdade: um balanço dos primeiros quinze anos. Texto para discussão. IPEA: Rio de Janeiro. **Texto para discussão**, n. 2499, 2019.

VAZ, D. V.; HOFFMANN, R. Elasticidade-renda e concentração das despesas com alimentos no Brasil: uma análise dos dados das POF de 2002-2003, 2008-2009 e 2017-2018. **Revista de Economia**, v. 41, n. 75, 2020.

DETERMINANTES DA DISPOSIÇÃO A PAGAR POR MEDIDAS DE BIOSSEGURANÇA: UMA ANÁLISE DO CENÁRIO DE PANDEMIA DE COVID-19

Determinants of willingness to pay for biosafety measures: a case study on Covid-19 pandemic

Adriano Firmino Valdevino de Araújo

Economista. Doutor em Economia. Professor Associado do Departamento de Economia da Universidade Federal da Paraíba. Centro de Ciências Sociais Aplicadas - Campus I, Departamento de Economia. Universidade Federal da Paraíba - Campus I. Castelo Branco. 58051-900. João Pessoa, PB. afva@academico.ufpb.br

Ana Flávia Santos Coelho

Agrônoma. Professora Associada do Departamento de Engenharia Química da Universidade Federal da Paraíba. ana.flavia@academico.ufpb.br

José Luis da Silva Netto Júnior

Economista. Doutor em Economia. Professor Associado do Departamento de Economia da Universidade Federal da Paraíba. junior@academico.ufpb.br

Resumo: A pandemia da Covid-19 começou em dezembro de 2019 na cidade de Wuhan e rapidamente se espalhou pelo mundo repercutindo na dinâmica socioeconômica. Neste contexto, o presente estudo investiga a disposição dos indivíduos em pagar a mais (DAP) pelas compras realizadas em estabelecimentos comerciais certificados com um selo de biossegurança hipotético. A análise empírica ocorreu a partir de três exercícios: (i) investigação dos determinantes da probabilidade de o indivíduo aceitar pagar a mais, realizada por meio do modelo logit; (ii) investigação dos determinantes do valor da DAP declarado pelos indivíduos que aceitaram pagar a mais, realizada a partir do modelo tobit e (iii) a estimação do valor representativo da DAP, realizado por meio do método de Krinsky-Robb sobre as estimativas de um modelo logit. Os resultados sugerem que o processo de decisão associado a quanto pagar a mais é mais complexo do que o processo de decisão associado a decisão de aceitar ou não pagar a mais. O estudo apresenta evidências de que o selo de biossegurança agrega valor aos serviços oferecidos pelos estabelecimentos certificados. A DAP média estimada em R\$ 60,98 indica um aumento de receita na ordem de 3% nos estabelecimentos certificados.

Palavras-chave: Covid-19; disposição a pagar; selo de biossegurança; modelo *logit*; modelo *tobit*.

Abstract: The covid-19 pandemic began in December 2019 in the city of Wuhan and quickly spread across the world, affecting socioeconomic dynamics. In this context, the present study starts from the contingent valuation method to investigate the willingness of individuals to overpay (WTP) for purchases made in commercial establishments (markets and supermarkets) certified with a hypothetical biosafety seal. The empirical analysis considers three exercises: (i) the investigation of the determinants of the probability of the individual accepting to overpay, using the logit model; (ii) the investigation of the determinants of the value of the WTP declared by the individuals who agreed to overpay, carried out using the tobit model and (iii) the estimation of the representative value of the WTP, using the Krinsky-Robb method on the estimates of a logit model. The results suggest that the variables that influence the decision to accept or refuse to overpay may be different from the variables that affect the amount that individuals are willing to overpay. The decision to accept or refuse to overpay, for example, is sensitive to the interviewee's personal income, whereas the declared value of WTP can be explained by the family's monthly expenses on necessities. The average value of WTP was estimated at R\$ 60.98, indicating an appreciation about 3% in services provided by establishments certified with the biosafety label.

Keywords: Covid-19; willingness to pay; biosafety label; logit model; tobit model.

1 INTRODUÇÃO

A pandemia da Covid-19 começou em dezembro de 2019 na cidade de Wuhan, na China, e se espalhou rapidamente pelo mundo. Até o mês de outubro de 2020, cerca de 41.000.000 de pessoas foram infectadas, contabilizando aproximadamente 1.200.000 mortes. No Brasil, a primeira notificação de um caso confirmado de Covid-19 ocorreu no dia 26 de fevereiro de 2020 (MINISTÉRIO DA SAÚDE, 2020). Até o final de 2020, o Brasil ocupava a terceira posição no mundo em número de casos acumulados (4.717.991) e a segunda posição em número acumulado de mortes (mais de 160.000) relacionadas à doença (ROSER; ORTIZ-OSPINA, 2020).

Mesmo após mais de um ano da confirmação do primeiro caso de Covid-19 no mundo, a doença ainda era cercada por uma série de incertezas. As discussões de ordem epidemiológica foram, quase sempre, acompanhadas por questionamentos relacionados aos impactos socioeconômicos da doença e do isolamento social causado por ela. Sabe-se, por exemplo, que a pandemia afetou de forma assimétrica os diferentes setores de atividade econômica. Nos Estados Unidos, por exemplo, uma parcela significativa das atividades produtivas correntes, cerca de 37%, não foram afetadas pelas medidas de distanciamento social, podendo ser executadas em casa (DINGEL; NEIMAN, 2020).

Uma série de procedimentos sanitários estão em constante elaboração e reformulação, visando a um retorno seguro de atividades produtivas. Nos EUA, a *Food Industry Association* elaborou um documento contendo uma série de recomendações relativas à higiene pessoal e do ambiente de trabalho, necessidade de treinamento dos funcionários no que tange à limpeza e desinfecção, uso de equipamentos de proteção e dos produtos de higienização etc., enfatizando a urgência para que as empresas se adaptem às novas circunstâncias oriundas da pandemia (FMI, 2020). No Brasil, a Agência Nacional de Vigilância Sanitária publicou uma série de orientações e medidas que devem ser adotadas pelas empresas que trabalham com alimentos durante a pandemia da Covid-19 (AN-VISA, 2020a, 2020b, 2020c).

Nesse sentido, o presente estudo busca investigar a percepção dos indivíduos em relação à importância da adoção de medidas de biossegurança. A partir da aplicação do método de avaliação contingente, investigou-se a disposição dos indivíduos em pagar a mais (DAP) pelas compras realizadas em estabelecimentos comerciais (mercados e supermercados) certificados com um selo de biossegurança hipotético. A análise empírica ocorreu a partir de três exercícios: (i) a investigação dos determinantes da probabilidade de o indivíduo aceitar pagar a mais, realizada por meio da estimação do modelo *logit*; (ii) a investigação dos determinantes do valor da DAP declarado pelos indivíduos que aceitaram pagar a mais, realizada a partir da estimação do modelo *tobit*; e (iii) estimação do valor representativo da DAP, realizado por meio do método de *Krinsky-Robb* sobre as estimativas de um modelo *logit*.

O presente artigo conta com mais cinco partes, além desta introdução. A segunda parte apresenta uma breve revisão da literatura empírica sobre o tema. A parte três é reservada para apresentação da base de dados e a estratégia empírica utilizadas no estudo. Na quarta parte, são apresentados os resultados da pesquisa. As considerações finais do estudo constam na quinta parte.

2 APLICAÇÃO DO MÉTODO DE AVALIAÇÃO CONTINGENTE EM PRODUTOS CERTIFICADOS: UMA REVISÃO DA LITERATURA

O método de avaliação contingente vem sendo cada vez mais utilizado para estimar a disposição a pagar dos consumidores por produtos diferenciados e/ou certificados. Delmond et al. (2018), por exemplo, estimou a disposição dos russos em comprar pão contendo ingredientes geneticamente modificados em relação ao pão com ingredientes usuais. Os resultados sugerem que os entrevistados podem ser classificados em dois grupos: um grupo, denominado de “guiados pelo dinheiro”, em que os indivíduos são mais sensíveis ao preço do pão e, portanto, mais propensos

a comprar o pão com ingredientes geneticamente modificados, e o outro grupo, denominado de “dirigidos pela saúde”, com os indivíduos mais avessos à compra do pão como ingredientes geneticamente modificados (DELMOND et al., 2018).

Considerando o impacto da certificação sobre a disposição a pagar dos indivíduos, Birol et al. (2015) buscaram estimar a disposição a pagar por uvas com certificação de qualidade em relação à uva sem certificação. Os autores testaram o efeito de dois tipos de informação fornecidas aos entrevistados: intensiva (tratamento) e extensiva (controle), chegando ao resultado de que o tratamento na informação causa impacto sobre a disposição dos indivíduos a comprar uva certificada (BIROL et al., 2015). O estudo de Salladarré et al. (2016) analisou a disposição a pagar dos franceses por frutos do mar com certificados ecológicos, chegando a valores que variam entre € 1,72 e € 2,09. O estudo feito por Wu et al. (2012) buscou analisar os fatores que afetam a disposição a pagar por alimentos certificados com sistemas de rastreabilidade. Os autores estimaram um prêmio correspondente a 3,15% do valor do alimento, entre 0,16 e 0,30 yuan (WU et al., 2012).

O método de avaliação contingente pode, ainda, ser aplicado para investigar a disposição a pagar dos indivíduos em relação à adoção de medidas que reduzam o risco de morbidade ou mortalidade. Nessa perspectiva, Mwebaze et al. (2018) estimam a disposição a pagar dos australianos por uma redução do risco de invasão do mosquito asiático na Austrália. Considerando um cenário de 50% de chance de invasão do mosquito nos próximos 10 anos, caso nenhuma medida seja tomada, os autores estimaram uma disposição média de A\$ 67,00 e A\$ 90,00 por medidas que reduzissem o risco de invasão para 25% e 50%, respectivamente (MWEBAZE et al., 2018). O estudo de Sundström e Andersson (2009) estimou a disposição a pagar pela redução do risco de contaminação por salmonela no filé de frango na Suécia. Os autores estimaram disposições a pagar média entre SEK 14,00 e SEK 42,00, dependendo da redução do risco de morbidade e mortalidade e do método utilizado para a estimação (limite único ou duplo). Os valores estatísticos associado ao risco de morbidade foi da ordem de SEK 121.045,00 (SUNDSTRÖM; ANDERSSON, 2009).

O estudo de Okpukpara (2016) se propôs a investigar a disposição a pagar dos criadores de frango por medidas hipotéticas de biossegurança para redução da transmissão da gripe aviária na Nigéria. A partir da disposição declarada, o autor estima uma disposição a pagar média entre US\$ 1,55 até US\$ 94,00, dependendo da medida adotada e da escala de produção da fazenda (OKPUKPARA, 2016). Na mesma linha de medidas de biossegurança, Thompson et al. (2018) estimaram uma disposição a pagar média de US\$ 14.310,00 para investimentos em capacidade de descarte de carcaça de animais doentes nos EUA.

Com o objetivo de investigar as preferências sociais relacionadas aos comportamentos de risco associados à saúde na Holanda, van der Star e van den Berg (2011) estimaram uma disposição a pagar média da ordem de € 42,00 para a inclusão de tratamento de doenças não relacionadas ao estilo de vida (doenças crônicas) e € 12,00 para tratamento de doenças relacionadas ao estilo de vida (em especial, relacionadas ao hábito de fumar) no plano básico de saúde. Nembrini et al. (2020) conduziram um estudo semelhante na Itália, chegando ao resultado de que os católicos são menos propensos a pagar pela inclusão de tratamentos relacionados ao uso de drogas ilícitas, ao hábito de fumar e ao abuso de álcool. Por outro lado, fatores associados ao hábito de fumar (número de cigarros fumados e se o indivíduo é fumante ou ex-fumante) afetam positivamente essa disposição a pagar (NEMBRINI et al., 2020).

3 ASPECTOS METODOLÓGICOS

3.1 Fonte dos dados

Os dados utilizados neste estudo são de natureza primária, obtidos a partir da aplicação de questionários online, preenchidos pelos próprios entrevistados na plataforma *Formulários Google*. A pesquisa ocorreu na segunda metade de 2020, durante o isolamento causado pela pandemia da Covid-19. Foram coletadas 346 entrevistas, das quais dez foram descartadas por apresentarem informações incoerentes, idade inferior a dezoito anos ou *outliers* de renda ou de disposição a pagar, resultando em uma amostra de 336 entrevistas válidas. Ressalta-se que algumas perguntas não apresentaram obrigatoriedade de resposta e, dessa forma, algumas variáveis podem apresentar menos de 336 observações por causa da não resposta.

O questionário foi dividido em quatro blocos de questões. No primeiro bloco, foram apresentadas questões relacionadas ao perfil socioeconômico e demográfico do entrevistado. O segundo bloco tratou de questões sobre os hábitos de compras e de uso de serviços de *delivery* do entrevistado, antes e durante o período de isolamento provocado pela pandemia da Covid-19. O terceiro bloco buscou captar a percepção do entrevistado em relação às ações de prevenção tomadas pelos estabelecimentos comerciais, bem como em relação à certificação e, mais especificamente, ao selo de biossegurança.

Por fim, no quarto bloco de questões, o entrevistado foi indagado sobre sua disposição a pagar a mais para comprar em um estabelecimento comercial certificado com um selo de biossegurança hipotético. Os entrevistados foram informados de que o selo de biossegurança seria concedido aos estabelecimentos comerciais que adotassem medidas corretas de prevenção da Covid-19, sendo emitido por um órgão confiável, e exigidas comprovações periódicas por parte dos estabelecimentos comerciais para a manutenção da certificação. O cenário apresentado se limitava aos estabelecimentos comerciais relacionados às compras de bens de primeira necessidade, tais como mercados e supermercados. Os entrevistados foram perguntados se estariam dispostos a pagar a mais pelas compras realizadas nos estabelecimentos certificados. Caso respondessem *sim*, eram questionados sobre o valor máximo que estariam dispostos a pagar, tomando como referência seus gastos mensais em compras.

As questões relacionadas aos hábitos e à percepção do entrevistado resultaram em 33 variáveis, divididas em seis dimensões, conforme apresentado no Quadro 1. A análise de componentes principais foi aplicada para criação de índices e, conseqüentemente, redução do número de variáveis consideradas no estudo. Adicionalmente, a análise de componentes principais fornece evidências sobre a validade do instrumento de coleta de dados. Esse tipo de abordagem tem se tornando usual em estudos envolvendo disposição a pagar (BIROL et al., 2015; DELMOND et al., 2018; NEMBRINI et al., 2020).

O presente estudo optou pela construção dos fatores a partir da matriz de correlação, rotacionada pelo método *Varimax* com a normalização de *Kaiser*. Foram considerados os fatores que apresentaram autovalores iguais ou superiores à unidade e variáveis que apresentaram especificidade inferior a 30%. A adequação da análise de componentes principais foi verificada a partir do teste de esfericidade de *Bartlett* e pela estatística KMO (KAISER, 1974). A validade de confiabilidade do instrumento foi verificada a partir do teste alfa de *Cronbach* (CRONBACH, 1951) e pelo valor da variância total explicada (ROQUE; VELOSO; FERREIRA, 2016; TANDON; MEHRA, 2017; WICAKSANA; WANG, 2018).

Quadro 1 – Variáveis de hábitos e percepção dos entrevistados em relação às compras, estabelecimentos comerciais, certificação e selo de biossegurança

Dimensão Frequência	
Variáveis que captam a frequência do entrevistado em estabelecimentos comerciais específicos antes do período de isolamento provocado pela pandemia da Covid-19. Foram considerados: supermercados, mercados, feiras, shoppings, farmácias e padarias . Escala utilizada: (1) Mais de uma vez por semana; (2) Semanalmente; (3) Quinzenalmente; (4) Mensalmente; (5) Demora mais que um mês; e (6) Nunca.	
Dimensão Impacto na Frequência	
Variáveis que captam o impacto na frequência do entrevistado em estabelecimentos comerciais específicos durante o período de isolamento provocado pela pandemia da Covid-19. Foram considerados: supermercados, mercados, feiras, shoppings, farmácias e padarias . Foi utilizada a mesma escala da Dimensão Frequência.	
Dimensão Atitudes	
Variáveis que captam o grau de discordância ou concordância em relação às afirmações sobre hábitos do entrevistado apresentadas a seguir. Na escala apresentada, 1 representa discordância total, e 5 indica concordância total.	
Delivery	<i>“Sinto-me mais seguro(a) utilizando os serviços de delivery do que indo ao supermercado fazer minhas compras.”</i>
Prevenção	<i>“Estou mais disposto(a) a comprar em um estabelecimento que adota medidas de prevenção contra a Covid-19, mesmo que tenha que pagar mais e/ou seja mais distante.”</i>
Supermercado	<i>“Eu prefiro ir ao supermercado a pedir minhas compras por serviços de delivery.”</i>
Preço	<i>“Sempre busco comprar em estabelecimentos que apresentam os menores preços, não importando se eles adotam ou não medidas de prevenção contra a Covid-19.”</i>
Delivery depois	<i>“Continuarei usando os serviços de delivery para realizar minhas compras em supermercado mesmo quando a situação se normalizar.”</i>
Dimensão Importância de Ações de Prevenção	
Variáveis que captam o grau de importância que o entrevistado atribui às ações específicas de prevenção da Covid-19 nos estabelecimentos comerciais. Na escala apresentada, 1 representa sem importância, e 5 indica extremamente importante.	
Distanciamento	<i>Distanciamento entre as pessoas dentro do estabelecimento comercial.</i>
Material de higienização	<i>Acesso a material de higienização para clientes e funcionários dentro do estabelecimento comercial.</i>
Temperatura	<i>Controle de acesso por meio da medição da temperatura do cliente.</i>
Máscara	<i>Controle de acesso por meio da verificação de uso de máscara por parte dos clientes.</i>
Lotação	<i>Controle de acesso pela verificação da lotação do estabelecimento comercial.</i>
Higienização das mãos	<i>Higienização das mãos dos clientes na entrada do estabelecimento comercial.</i>
Capacitação	<i>Capacitação dos funcionários para a adoção de medidas preventivas contra a Covid-19.</i>
Atitudes	<i>Atitudes adequadas dos funcionários quanto às medidas preventivas contra a Covid-19.</i>
Dimensão Selo de Biossegurança	
Variáveis que captam o grau de discordância/concordância em relação às afirmações sobre certificação e selo de biossegurança. Na escala apresentada, 1 representa discordância total, e 5 indica concordância total.	
Desnecessário	<i>“Todos os estabelecimentos que eu frequento já adotam medidas preventivas contra a Covid-19, independentemente da existência do Selo de Biossegurança.”</i>
Estímulo	<i>“Considero que a existência do Selo de Biossegurança estimularia os estabelecimentos a investirem na adoção de medidas preventivas contra a Covid-19.”</i>
Segurança	<i>“Eu me sentiria mais seguro(a) em um estabelecimento certificado com o Selo de Biossegurança.”</i>
Disposição	<i>“Eu estaria mais disposto a frequentar estabelecimentos certificados com o Selo de Biossegurança em relação aos estabelecimentos não certificados.”</i>
Dimensão Órgão Emissor do Selo	
Variáveis que captam o grau de confiança dos entrevistados em relação aos órgãos de emissão do selo de biossegurança. Foram considerados órgão federal, estadual, municipal e consultoria privada . Na escala apresentada, 1 representa não confiança, e 5 indica confiança completa.	

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa de campo.

Para fins de estimação dos modelos que envolvem a disposição a pagar dos entrevistados, foram retiradas as observações classificadas como votos de protesto. Os votos de protesto são caracterizados pela recusa em pagar a DAP justificada por motivos fundamentados na transferência de responsabilidade ou de custos para outros (o próprio estabelecimento ou o governo). Esse padrão indica um comportamento estratégico do entrevistado: mesmo gerando um bem-estar, o entrevistado imputa os custos associados à certificação a outros agentes, tentando se passar por um *free*

rider (MEYERHOFF; MØRKBAK; OLSEN, 2014; SALLADARRÉ et al., 2016; SUNDSTRÖM; ANDERSSON, 2009).

As variáveis utilizadas no estudo são apresentadas no Quadro 2. As seções 4.1 e 4.2 apresentam uma descrição da amostra com base nesse conjunto de variáveis.

Quadro 2 – Variáveis utilizadas no estudo

Variável	Descrição
Log (Renda pessoal)	Logaritmo do valor da renda pessoal declarada pelo entrevistado, medida em R\$.
Gastos	Gastos mensais em compras de primeira necessidade em mercados ou supermercados, medidos em R\$.
Gastos²	Variável <i>Gastos</i> ao quadrado.
Reside em capital	Variável <i>dummy</i> que capta se o entrevistado mora em uma capital (1) ou não (0).
Sexo	Variável <i>dummy</i> que capta o sexo do entrevistado, sendo 0 se for feminino e 1 se for masculino.
Idade	Idade do entrevistado em anos.
Idade²	Variável <i>Idade</i> ao quadrado.
Médio/2º grau incompleto	Variável <i>dummy</i> que assume o valor 1 se a escolaridade do entrevistado for ensino médio ou 2º grau incompleto.
Médio/2º grau completo	Variável <i>dummy</i> que assume o valor 1 se a escolaridade do entrevistado for ensino médio ou 2º grau completo.
Superior incompleto	Variável <i>dummy</i> que assume o valor 1 se a escolaridade do entrevistado for ensino superior incompleto.
Superior completo	Variável <i>dummy</i> que assume o valor 1 se a escolaridade do entrevistado for ensino superior completo.
Especialização/MBA	Variável <i>dummy</i> que assume o valor 1 se o entrevistado tem especialização ou MBA como escolaridade máxima.
Perda de renda	Variável <i>dummy</i> que assume o valor 1 se o entrevistado declarou que o isolamento resultou em perda de renda.
Mudou de estabelecimento	Variável <i>dummy</i> que assume o valor 1 se o entrevistado mudou o estabelecimento em que fazia suas compras durante o período de isolamento.
Chefe de família	Variável <i>dummy</i> que assume o valor 1 se o entrevistado for o chefe da família.
Cônjuge	Variável <i>dummy</i> que assume o valor 1 se o entrevistado for cônjuge do chefe da família.
Desempregado	Variável <i>dummy</i> que assume o valor 1 se o entrevistado estiver desempregado.
Setor público	Variável <i>dummy</i> que assume o valor 1 se o entrevistado trabalhar no setor público.
Setor privado	Variável <i>dummy</i> que assume o valor 1 se o entrevistado trabalhar no setor privado.
Autônomo/Liberal	Variável <i>dummy</i> que assume o valor 1 se o entrevistado for autônomo ou liberal.
Empresário	Variável <i>dummy</i> que assume o valor 1 se o entrevistado for empresário ou empreendedor.
Fator importância	
Fator selo	
Fator confiança	
Fator frequência	Índices criados a partir da análise de componente principal. Ver Tabela 4.
Fator atitudes	
Fator desnecessário	

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa de campo.

3.2. Modelo *logit*

O modelo *logit* foi utilizado para analisar os fatores que afetam a probabilidade de o indivíduo pagar a mais pelas compras realizadas em estabelecimentos comerciais certificados com o selo de biossegurança. Assumindo que y seja a variável que capte a disposição a pagar, assumindo o valor 1 quando o entrevistado declara que está disposto a pagar e 0 caso contrário, podemos definir o modelo *logit* como (GREENE, 2003; MADDALA, 1983):

$$\text{Probabilidade } (y = 1|x) = \Psi(x'\beta) = \frac{e^{x'\beta}}{1 + e^{x'\beta}} \quad (1)$$

Em que $\Psi(\cdot)$ é uma distribuição acumulada logística, x é o vetor de variáveis explicativas e β são os parâmetros a serem estimados. O efeito marginal é dado por:

$$\frac{\partial E(y|x)}{\partial x} = \frac{\partial \Psi(x'\beta)}{\partial x} = \left\{ \frac{d\Psi(x'\beta)}{dx} \right\} \beta = \psi(x'\beta) \cdot \beta = \frac{e^{x'\beta}}{(1 + e^{x'\beta})^2} \cdot \beta \quad (2)$$

Em que $\psi(\cdot)$ é a função de densidade de probabilidade logística (GREENE, 2003; MADDALA, 1983).

O modelo *logit* é estimado a partir do Método de Máxima Verossimilhança, cuja função de verossimilhança é definida como (GREENE, 2003; MADDALA, 1983):

$$L = \prod_{i=1}^N \left(\frac{e^{\alpha - \beta d_i}}{1 + e^{\alpha - \beta d_i}} \right)^{y_i} \left(\frac{1}{1 + e^{\alpha - \beta d_i}} \right)^{1 - y_i} \quad (3)$$

As estimativas de α e β são tais que maximizam a função de máxima verossimilhança L .

Considerou-se a estimativa robusta dos erros-padrão por meio de estimador de Huber/White para se evitar o problema de heterocedasticidade inerente ao modelo *logit*.

3.3. Modelo *tobit*

O modelo *tobit* foi utilizado para analisar as variáveis relacionadas ao valor da DAP declarado pelo entrevistado. O uso do modelo de mínimos quadrados ordinários em análise do valor da DAP declarado pode resultar em estimativas inconsistentes por desconsiderar os indivíduos que não estão dispostos a pagar e, portanto, não declararam valores associados a suas disposições (ABRAHAM; GUNDIMEDA, 2020; MWEBAZE et al., 2018; TAALE; KYEREMEH, 2016; YANG et al., 2018).

Segundo Greene (2003), o modelo *tobit* é definido como:

$$y_i^* = x_i'\beta + \varepsilon_i \quad (4)$$

Em que y_i^* é variável dependente; x é o vetor de variáveis independentes; β é o vetor de parâmetros a serem estimados; e ε_i é o termo de erro. Assume-se que y_i^* seja uma variável latente (não observada), podendo ser captada por meio de uma variável y_i , tal que:

$$y_i = \begin{cases} 0 & \text{se } y_i^* \leq 0 \\ y_i^* & \text{se } y_i^* > 0 \end{cases} \quad (5)$$

Adicionalmente, assume-se que $\varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2)$.

Dado que $E(x) = x'\beta$, é possível demonstrar que:

$$E(x) = \Phi\left(\frac{x'\beta}{\sigma}\right)(x'\beta + \sigma\lambda_i) \quad (6)$$

Em que $\Phi(\cdot)$ é a função de distribuição acumulada normal e λ_i é o inverso da razão de Mills, definido como:

$$\lambda_i = \frac{\phi\left(\frac{0 - x'\beta}{\sigma}\right)}{1 - \Phi\left(\frac{0 - x'\beta}{\sigma}\right)} = \frac{\phi\left(\frac{x'\beta}{\sigma}\right)}{\Phi\left(\frac{x'\beta}{\sigma}\right)} \quad (7)$$

Sendo $\phi(\cdot)$ a função de densidade de probabilidade normal.

Dado que $\frac{dE(x)}{dx} = \beta$, pode-se demonstrar que o efeito marginal no modelo *tobit* é definido como:

$$\frac{dE(x)}{dx} = \beta\Phi\left(\frac{x'\beta}{\sigma}\right) \quad (8)$$

O modelo *tobit* é estimado a partir do Método de Máxima Verossimilhança, cuja função de verossimilhança é dada por (GREENE, 2003):

$$L = \prod_0^{\square} \left[1 - \Phi\left(\frac{x'\beta}{\sigma}\right)\right] \cdot \prod_1^{\square} \Phi\left(\frac{x'\beta}{\sigma}\right) \quad (9)$$

$$L = \prod_0^{\square} \left[1 - \Phi\left(\frac{x'\beta}{\sigma}\right)\right] \cdot \prod_1^{\square} \left[\frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} e^{-\frac{1}{2\sigma^2}(y_i^* - x'\beta)^2}\right]$$

As estimativas de β são tais que maximizam a função de máxima verossimilhança L . Considerou-se a estimativa robusta dos erros-padrão por meio de estimador de Huber/White.

3.4 Procedimentos metodológicos para estimação da DAP representativa

O presente estudo utiliza a abordagem sugerida por Hanemann (1984, 1989), considerando estimativas do modelo *logit*, para estimar o valor médio da DAP. Nessa abordagem, um ou mais lances são apresentados aos entrevistados, os quais devem responder se aceitam ou não pagar cada um dos lances apresentados. No entanto, uma das limitações da pesquisa foi a impossibilidade de apresentar valores de lance para entrevistados, de modo a captar seus aceites ou recusas de forma direta.

Nesse sentido, optou-se por captar essa informação de forma indireta, sendo construído, *ex post*, um conjunto de valores de lances, a partir da DAP declarada pelos entrevistados. Os valores considerados foram: R\$ 5,00; R\$ 30,00; R\$ 80,00; R\$ 150,00; R\$ 250,00; e R\$ 600,00. Após a aplicação dos questionários, cada observação foi aleatoriamente associada a um dos valores de lance. A partir disso, foi criada uma variável dicotômica que assumiu o valor 1 sempre que a DAP declarada pelo entrevistado fosse maior ou igual ao valor do lance sorteado e 0 se isso não ocorresse, sendo essa a *proxy* para a aceitação ou não do valor do lance.

O valor representativo associado à disposição a pagar a mais pelas compras realizadas em estabelecimentos certificados com o selo de biossegurança foi calculado a partir dessa variável *proxy* da aceitação dos valores do lance. Foi adotada a abordagem sugerida por Hanemann (1984, 1989) com o uso de estimativas do modelo *logit*. A DAP média e o seu intervalo de confiança foram estimados a partir de uma simulação de *Monte Carlos*, conforme sugerido em Krinsky e Robb (1986, 1990). Para o uso do método especificamente para o cálculo de disposição a pagar, foram seguidos os procedimentos sugeridos em Haab e McConnell (2002) e operacionalizados em Poe, Giraud e Loomis (2005), Salladarré et al. (2016) e Mwebaze et al. (2018). No presente estudo, foram consideradas 5.000 replicações e um nível de confiança de 95%.

Cabe ressaltar que, embora haja consistência lógica entre as formas direta e indireta de se captar os aceites e recusas, os entrevistados podem reagir de modo distinto a cada uma das abordagens. Dessa forma, a opção de utilizar a abordagem indireta pode afetar as estimativas de média e intervalo de confiança associadas à disposição a pagar.

4 RESULTADOS

4.1 Descrição da amostra

Mais da metade dos entrevistados residem no estado da Paraíba (cerca de 61%), e quase três quartos deles residem na capital de alguma unidade da Federação (aproximadamente 74%). A cidade de João Pessoa, na Paraíba, concentra cerca de 49% dos entrevistados. Ressalta-se, no entanto, que foram coletadas entrevistas em todas as grandes regiões do Brasil: Norte (8%), Nordeste (77%), Sudeste (7%), Sul (1%) e Centro-Oeste (6%).

Um pouco mais da metade da amostra são pessoas do sexo feminino (cerca de 57%). A Tabela 1 apresenta o valor médio, desvio-padrão, valores mínimos e máximos de algumas variáveis que caracterizam a amostra.

Quanto à escolaridade, todos os entrevistados tinham escolaridade superior ao ensino fundamental completo. A maioria tem o ensino superior completo (30,4%), seguido de mestrado ou doutorado (30%) e especialização (26,2%). Os percentuais para ensino médio incompleto e completo e ensino superior completo são de, respectivamente, 1,2%, 3,9% e 8,6%.

Tabela 1 – Estatísticas descritivas da amostra

Variável	Obs.	Média	Desvio-Padrão	Mín.	Máx.
Idade	336	42,15	12,41	19	78
Anos de Estudo	336	15,73	1,72	10	17
Renda pessoal	286	6.521,50	5.820,46	0	25.000
Renda familiar	284	11.341,52	8.834,41	600	50.000
Quantos membros na família	333	2,95	1,31	1	8
Gastos em compras	336	1.983,35	2.349,45	100	20.000

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa de campo.

A Tabela 2 apresenta a distribuição dos entrevistados por nível de renda pessoal e familiar.

Tabela 2 – Distribuição dos entrevistados segundo classe de renda pessoal e familiar

Classe de renda	Pessoal		Familiar	
	Frequência	%	Frequência	%
Não possui renda	24	7,14	0	0
Até R\$ 1.045,00	34	10,12	7	2,08
De R\$ 1.045,01 até R\$ 3.135,00	57	16,96	46	13,69
De R\$ 3.135,01 até R\$ 5.225,00	57	16,96	47	13,99
De R\$ 5.225,01 até R\$ 10.450,00	80	23,81	91	27,08
De R\$ 10.450,01 até R\$ 15.675,00	54	16,07	57	16,96
De R\$ 15.675,01 até R\$ 20.900,00	17	5,06	52	15,48
De R\$ 20.900,01 até R\$ 31.350,00	9	2,68	29	8,63
Acima de 31.350,00	4	1,19	7	2,08

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa de campo.

Os percentuais de entrevistados que se declararam chefes de família e cônjuges foram da ordem de 55% e 26%, respectivamente. A maior parte da amostra é composta de servidores públicos (44%), seguido de autônomos ou profissionais liberais (15%) e funcionários da iniciativa privada (13%). Cerca de 6% dos entrevistados se declararam como empresário ou empreendedor e cerca de 12% como estudante ou desempregado.

4.2 Percepção, atitudes e hábitos dos entrevistados

Um pouco mais da metade dos entrevistados declararam que, até o momento da entrevista, o período de isolamento social não havia afetado suas rendas (cerca de 53%), e um percentual de aproximadamente 41% dos entrevistados responderam que sua renda diminuiu. Cerca de 42% dos entrevistados declararam que mudou o estabelecimento em que realizavam as compras durante o período de isolamento social, dos quais mais da metade alegaram que o fizeram por motivos relacionados aos cuidados com higienização (cerca de 53% dos que declararam que mudaram de estabelecimento).

Cerca de 74% dos entrevistados declararam que já utilizavam serviços de *delivery* para compra de lanches antes do período de isolamento. Esses percentuais são da ordem de 7% e 26% para o uso desse serviço em compras de supermercado e farmácias, respectivamente.

Os percentuais relacionados às respostas dos entrevistados sobre as 6 dimensões de hábitos, atitudes e percepção dos entrevistados são apresentados na Tabela 3.

Tabela 3 – Distribuição dos entrevistados segundo escala relacionada aos hábitos, atitudes e percepção dos entrevistados em relação às dimensões utilizadas no estudo

Dimensões de hábitos, atitudes e percepção	Escala (%)				
	1	2	3	4	5 ³
<i>Frequência¹</i>					
Supermercado	25,89	45,54	16,37	9,52	2,68
Mercado	23,21	37,80	13,39	4,17	21,43
Feira	7,14	45,54	6,25	7,74	33,33
Shopping	9,82	31,85	19,94	14,58	23,81
Farmácia	8,63	31,55	20,54	24,40	14,88
Padaria	57,44	23,51	5,65	3,87	9,52
<i>Impacto na frequência²</i>					
Supermercado	6,85	49,40	19,94	22,02	1,79
Mercado	23,21	41,07	15,18	19,05	1,49
Feira	54,76	19,94	8,33	15,77	1,19
Shopping	88,10	5,36	1,79	3,87	0,89
Farmácia	6,25	42,86	22,32	25,60	2,98
Padaria	15,48	44,64	19,35	19,64	0,89
<i>Atitudes</i>					
Delivery	13,39	11,61	27,68	23,51	23,81
Prevenção	4,17	3,87	10,71	24,11	57,14
Supermercado	13,10	6,55	20,24	22,32	37,80
Preço	55,95	30,65	7,14	3,57	2,68
Delivery depois	40,18	21,73	21,73	9,52	6,85
<i>Importância de ações de prevenção</i>					
Distanciamento	0,89	6,55	8,63	8,93	75,00
Material de higienização	0,89	6,85	7,44	5,65	79,17
Temperatura	5,65	9,23	15,48	19,94	49,70
Máscara	0,60	6,25	8,33	3,87	80,95
Lotação	1,19	7,44	7,44	7,44	76,49
Higienização das mãos	0,60	6,85	8,93	6,55	77,08
Capacitação	0,30	6,55	6,85	6,25	80,06
Atitudes	0,89	6,55	6,55	5,06	80,95
<i>Selo de Biossegurança</i>					
Desnecessário	7,74	11,90	21,73	34,82	23,81
Estímulo	2,38	1,79	9,23	21,73	64,88
Segurança	2,38	3,27	8,93	15,77	69,64
Disposição	2,08	3,27	8,04	23,51	63,10
<i>Órgão emissor do selo</i>					
Federal	11,01	9,52	20,24	29,46	29,76
Estadual	16,67	19,64	22,02	29,46	12,20
Municipal	23,21	17,56	28,87	20,54	9,82
Consultoria privada	15,77	14,88	24,4	29,17	15,77

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa de campo.

(1) Essa dimensão utilizou uma escala de 1 a 6 de frequência, mas não houve resposta para o nível 6 de frequência. (2) Essa dimensão utilizou uma escala de 1 a 6 de impacto, mas não houve resposta para o nível 5 de impacto. (3) Indica o nível 6 para as variáveis de impacto na frequência.

A Tabela 4 apresenta os resultados da análise de componentes principais, considerando as variáveis cuja especificidade foi igual ou inferior à 30%.

Tabela 4 – Cargas fatoriais e especificidade ajustadas para especificidades abaixo de 30%

Dimensões de hábitos, atitudes e percepção	Fatores						Espec.
	1	2	3	4	5	6	
Impacto na frequência							
Mercado	0,01	-0,05	-0,05	0,86	0,13	-0,08	0,23
Feira	0,02	-0,10	0,03	0,87	0,03	0,05	0,23
Atitudes							
Supermercado	-0,03	0,04	0,03	0,18	0,86	0,09	0,22
Delivery depois	-0,07	0,11	0,05	0,00	-0,88	0,07	0,21
Importância de ações de prevenção							
Distanciamento	0,92	0,10	0,12	-0,01	-0,02	0,03	0,13
Material de higienização	0,94	0,10	0,08	0,01	0,04	0,03	0,10
Máscara	0,95	0,07	0,10	-0,01	0,02	0,01	0,08
Lotação	0,90	0,09	0,09	0,01	-0,02	-0,03	0,18
Higienização das mãos	0,93	0,09	0,06	0,01	0,04	0,04	0,13
Capacitação	0,96	0,02	0,09	0,02	0,02	-0,01	0,07
Atitudes	0,95	0,07	0,07	0,01	0,01	-0,04	0,08
Selo de Biossegurança							
Desnecessário	0,02	0,00	0,03	-0,02	0,01	0,99	0,01
Estímulo	0,07	0,90	0,07	-0,02	0,01	0,06	0,17
Segurança	0,14	0,92	0,11	-0,10	-0,02	-0,01	0,11
Disposição	0,12	0,89	0,13	-0,06	-0,06	-0,06	0,17
Órgão emissor do selo							
Estadual	0,19	0,19	0,92	-0,01	-0,04	0,02	0,08
Municipal	0,17	0,11	0,94	-0,02	0,01	0,02	0,07
Teste de esfericidade de Bartlett (136)							5.171,6
KMO							0,87
Cronbach's α							0,80
Variância total explicada							0,87

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa de campo.

Obs.: Matriz rotacionada utilizando o método *Varimax* e a normalização de Kaiser.

Constata-se que o *fator 1* capta todas as variáveis da dimensão *Importância de ações preventivas*, excetuando a variável *Temperatura* por apresentar especificidade superior a 30%. O *fator 2* abrange a dimensão *Selo de Biossegurança*, excetuando a variável *Desnecessário*, esta última compoendo o *fator 6*¹. Apenas duas variáveis de cada uma das dimensões *Impacto na frequência*, *Atitudes* e *Órgão emissor do selo* apresentaram especificidade inferior a 30%, sendo captadas pelo *fator 4*, *fator 5* e *fator 3*, respectivamente. As variáveis da dimensão *Frequência* não apresentaram especificidade inferior a 30%.

Os 5 fatores resultantes da análise de componentes principais explicam cerca de 87% da variância total. A estatística de *Cronbach*, da ordem de 0,80, indica que o instrumento de coleta das informações é consistente. A estatística de teste de esfericidade de *Bartlett*, da ordem de 5.171,6, indica que a hipótese nula de que não haja correlação entre as variáveis pode ser rejeitada com um nível de confiança de 99%. Por fim, A estatística *KMO*, da ordem de 87%, indica uma boa adequação da análise de componentes principais.

1 O *fator 6* foi mantido na análise, mesmo abrangendo apenas uma variável, com o intuito de se padronizar as escalas das variáveis de hábitos, atitudes e percepção dos entrevistados.

4.3 Análise dos determinantes da probabilidade de o indivíduo aceitar pagar a mais a partir do modelo *logit*

Uma das questões principais deste estudo é investigar os fatores que podem afetar a probabilidade dos indivíduos de aceitar pagar a mais pelas compras realizadas em estabelecimentos certificados pelo selo de biossegurança. A Tabela 5 apresenta os resultados da estimação do modelo *logit*, cuja variável dependente assume o valor 1 se o entrevistado se mostrou disposto a pagar a mais para realizar suas compras em estabelecimentos comerciais certificados com selo de segurança e 0 caso contrário. Foram estimados dois modelos: um geral e um ajustado (em que foram consideradas apenas as variáveis estatisticamente significativas a 10%).

O modelo apresentou um melhor ajuste com o logaritmo da renda pessoal declarada pelo entrevistado, tendo um efeito positivo e estatisticamente significativo na probabilidade de o indivíduo aceitar pagar a mais. Esse resultado indica que o selo de biossegurança pode ser classificado como sendo um bem normal. Salladarré et al. (2016), Haghiri (2014), Wu et al. (2012) e Mwebaze et al. (2018) encontraram um efeito positivo e estatisticamente relevante sobre essa probabilidade apenas para altos níveis de renda. Na mesma linha, van der Star e van den Berg (2011) encontraram um efeito negativo e estatisticamente significativo para níveis médios de renda. Birol et al. (2015) não encontraram significância estatística em variáveis relacionadas à renda do entrevistado.

O fato de o indivíduo residir ou não em uma capital não apresentou efeito estatisticamente significativo. Salladarré et al. (2016), Doherty e Campbell (2014) e Mwebaze et al. (2018) encontraram um efeito estatisticamente significativo para variáveis que indicam localização.

O sexo do entrevistado não apresentou efeito estatisticamente significativo, o mesmo resultado encontrado em Haghiri (2014). Por outro lado, Delmond *et al.* (2018), Salladarré et al. (2016), van der Star e van den Berg (2011) e Wu et al. (2012) encontraram um efeito positivo e estatisticamente significativo para o sexo masculino. Contudo, Mwebaze *et al.* (2018) encontraram um efeito negativo e estatisticamente significativo para o sexo masculino.

A idade do entrevistado não apresentou efeito estatisticamente significativo, estando de acordo com os resultados obtidos em Delmond et al. (2018), Birol et al. (2015) e Salladarré et al. (2016). O estudo de van der Star e van den Berg (2011) encontrou relevância estatística da idade, cujo efeito variava de acordo com o modelo estimado. O estudo de Haghiri (2014) encontrou um efeito positivo e estatisticamente significativo para idade, e no artigo de Mwebaze et al. (2018) foi observado um efeito negativo e estatisticamente relevante. Contudo, Wu *et al.* (2012) encontraram um efeito negativo e estatisticamente relevante apenas para a faixa de 41 a 55 anos.

Para escolaridade, considerou-se ter mestrado ou doutorado como categoria de referência (maior nível de escolaridade). Observa-se que nenhum nível de escolaridade apresentou efeito estatisticamente significativo, estando de acordo com o resultado encontrado em Salladarré et al. (2016), Haghiri (2014) e van der Star e van den Berg (2011). Um efeito positivo e estatisticamente significativo foi encontrado em Birol et al. (2015), Wu *et al.* (2012) e Okpukpara (2016).

O fato de o indivíduo ter perdido renda por causa do isolamento provocado pela pandemia da Covid-19 causa efeito positivo e estatisticamente significativo sobre a disposição a pagar. É possível que esse resultado seja reflexo do grau de urgência ou importância que esses indivíduos atribuem à adoção de medidas de biossegurança. É de se esperar que os entrevistados que perderam renda considerem mais urgente a adoção de medidas que resultem no retorno das atividades.

A mudança dos hábitos de compras, mais especificamente a mudança de estabelecimento preferencial de compra, durante o isolamento social, não apresentou efeito estatisticamente significativo, assim como sua posição da família (chefe de família ou cônjuge).

Quanto à ocupação, apenas o fato de o entrevistado ser servidor público não apresentou significância estatística (a categoria de referencial foi a de aposentados e pensionistas). Os desemprega-

dos estão mais dispostos a pagar a mais, seguidos dos autônomos e liberais, empregados do setor privado e dos empresários.

Quanto aos indicadores de percepção, atitudes e confiança, apenas os fatores importância, fator selo e fator frequência apresentaram significância estatística, sendo positivo para os dois primeiros e negativos para o último. Delmond et al. (2018), Birol *et al.* (2015), Salladarré et al. (2016), Haghiri (2014), Doherty e Campbell (2014) e Wu *et al.* (2012) encontram efeitos estatisticamente significativos para variáveis relacionadas ao grau de consciência, confiança, atitudes ou práticas dos entrevistados. Okpukpara (2016) não encontrou relevância estatística para variáveis dessa natureza.

Tabela 5 – Estimativas do modelo logit sobre a disposição a pagar a mais para comprar em estabelecimentos comerciais certificados com o selo de biossegurança

Variáveis	Modelo Geral		Modelo Ajustado ¹			
	Coef.	(Er. pad.) ²	Coef.	(Er. pad.) ²	Ef. Marg.	(Er. pad.) ²
Log(Renda pessoal)	0,4880	***(0,263)	0,572	*(0,223)	0,087	*(0,032)
Reside em capital	-0,614	(0,483)	-	-	-	-
Sexo	0,563	(0,484)	-	-	-	-
Idade	0,162	(0,162)	-	-	-	-
Idade2	-0,002	(0,002)	-	-	-	-
Médio/2º grau completo	0,809	(1,027)	-	-	-	-
Superior incompleto	-1,098	(0,88)	-	-	-	-
Superior completo	-0,081	(0,474)	-	-	-	-
Especialização/MBA	-0,214	(0,591)	-	-	-	-
Perda de renda	0,892	*** (0,51)	0,817	** (0,4)	2,264 ³	** (0,907)
Mudou de estabelecimento	0,195	(0,415)	-	-	-	-
Chefe de família	0,285	(0,643)	-	-	-	-
Cônjuge	-0,191	(0,666)	-	-	-	-
Desempregado	1,949	(1,314)	1,762	** (0,891)	5,827 ³	** (5,191)
Setor público	-0,044	(0,946)	-	-	-	-
Setor privado	-1,847	*** (1,095)	-1,914	*(0,571)	0,147 ³	*(0,084)
Autônomo/Liberal	-1,356	(1,061)	-1,294	*(0,457)	0,274 ³	*(0,125)
Empresário	-2,521	*** (1,322)	-2,068	*(0,748)	0,126 ³	*(0,095)
Fator importância	0,526	** (0,212)	0,347	*** (0,179)	0,053	** (0,026)
Fator selo	1,263	*(0,29)	1,312	*(0,36)	0,199	*(0,04)
Fator confiança	0,440	** (0,192)	-	-	-	-
Fator frequência	-0,501	*(0,182)	-0,435	*(0,166)	-0,066	*(0,024)
Fator atitudes	-0,023	(0,191)	-	-	-	-
Fator desnecessário	-0,238	(0,192)	-	-	-	-
Constante	-7,056	*** (4,192)	-4,148	** (2,012)	-	-
Número de observações		220				232
P-value Wald χ^2 (2)		0,001				0,000
Pseudo R ²		0,338				0,288
R ² McFadden Ajustado		0,165				0,222
R ² McKelvey & Zavoina		0,555				0,503
R ² Cragg & Uhler		0,491				0,430
Área sob a Curva ROC		0,861				0,839
Acurácia		0,804				0,793
Sensibilidade		0,900				0,905
Especificidade		0,642				0,595

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa de campo.

Nota: * significância de 1%; ** significância de 5%; *** significância de 10%.

(1) Mantidas as estimativas estatisticamente significativas a 10%. (2) Erro-padrão robusto. (3) Refere-se ao *odds ratio*.

4.4 Análise dos determinantes do valor da DAP declarado pelo entrevistado a partir do modelo *tobit*

Cerca de 57% dos entrevistados se mostraram dispostos a pagar a mais para comprar em estabelecimentos comerciais certificados com o selo de biossegurança. Esses entrevistados foram perguntados sobre o valor que estavam dispostos a pagar a mais pelas compras realizadas nesses estabelecimentos. A Tabela 6 apresenta os resultados da estimação do modelo *tobit* sobre o valor da DAP declarada pelo entrevistado, assumindo o valor zero quando o entrevistado declarou que não estava disposto a pagar a mais para comprar em um estabelecimento certificado pelo selo de biossegurança. Ressaltamos que, dos entrevistados que não se dispuseram a pagar a mais, cerca de 26% foram caracterizados como votos de protesto. Conforme apresentado na metodologia, são apresentadas as estimativas de dois modelos: um geral e um ajustado (em que foram consideradas apenas as variáveis estatisticamente significativas a 10%).

Tabela 6 – Estimativas do modelo *tobit* sobre o valor da disposição a pagar declarado pelo entrevistado

Variáveis	Modelo Geral		Modelo Ajustado ¹	
	Coefficiente	(Erro pad.) ²	Coefficiente	(Erro pad.) ²
Gastos	0,062	*(0,022)	0,055	*(0,019)
Gastos ²	-0,00000767	*(0,00000247)	-0,00000736	*(0,00000235)
Reside em capital	-40,400	(27,183)	-	-
Sexo	-1,093	(27)	-	-
Idade	2,970	(7,51)	-	-
Idade ²	-0,028	(0,083)	-	-
Médio/2º grau incompleto	-202,698	*** (109,468)	-204,101	** (94,443)
Médio/2º grau completo	6,224	(64,143)	-	-
Superior incompleto	-81,161	*** (42,446)	-79,282	** (40,347)
Superior completo	-3,112	(28,994)	-	-
Especialização/MBA	6,723	(29,761)	-	-
Perda de renda	54,570	** (23,405)	48,033	** (22,047)
Mudou de estabelecimento	48,468	** (23,304)	42,407	*** (21,909)
Chefe de família	26,560	(39,456)	49,627	** (24,097)
Cônjuge	-23,749	(41,036)	-	-
Desempregado	-78,278	(60,647)	-75,899	*** (45,807)
Setor público	-79,001	(55,426)	-85,735	** (39,941)
Setor privado	-203,217	*(61,546)	-199,196	*(46,891)
Autônomo/Liberal	-119,782	** (58,622)	-112,435	** (45,179)
Empresário	-153,116	*** (85,719)	-145,400	** (67,32)
Fator importância	26,380	*** (14,094)	27,671	** (12,769)
Fator selo	77,585	*(15,311)	78,844	*(14,665)
Fator confiança	26,129	** (11,368)	24,960	** (10,833)
Fator frequência	-5,709	(10,84)	-	-
Fator atitudes	3,937	(9,871)	-	-
Fator desnecessário	-21,315	** (10,327)	-19,637	*** (10,008)
Constante	-15,559	(153,836)	21,321	(46,871)
Sigma	159,124	*(9,469)	159,507	*(9,892)
Observações		283		295
Estatística <i>F</i>		*3,63		*5,05
Pseudo R ²		0,0396		0,0363

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa de campo.

Nota: * significância de 1%; ** significância de 5%; *** significância de 10%.

(1) Mantidas as estimativas estatisticamente significativas a 10%. (2) Erro-padrão robusto.

O modelo apresentou um melhor ajuste com a variável relacionada ao valor dos gastos mensais em compras de supermercado (Gastos). As estimativas do modelo ajustado indicam que o comportamento do valor declarado da DAP apresenta uma inflexão em relação aos gastos em compras, apresentando um ponto de máximo quando estes gastos assumem o valor de R\$ 3.763,34. Em Wu *et al.* (2012), observou-se um efeito positivo e estatisticamente significativo sobre a DAP declarada apenas para os níveis mais altos de renda. Lestari *et al.* (2016) encontraram um efeito estatisticamente relevante e positivo para renda, e nos estudos de Sundström e Andersson (2009), Okpukpara (2016) e van der Star e van den Berg (2011) não foi encontrada relevância estatística para a variável renda. Em outra linha de investigação, Birol *et al.* (2015) e Mwebaze *et al.* (2018) utilizaram uma variável de gastos para analisar a probabilidade de o indivíduo comprar o produto certificado, não sendo verificado efeito estatisticamente relevante para o primeiro estudo. Já o estudo de Mwebaze *et al.* (2018) encontrou um efeito negativo e estatisticamente relevante.

O fato de o indivíduo residir em capital não apresentou efeito estatisticamente significativo sobre o valor declarado da DAP. Okpukpara (2016) encontrou relevância estatística para variáveis que indicam localização. O sexo do entrevistado não se mostrou estatisticamente significativo, estando de acordo com os resultados obtidos em Wu *et al.* (2012) e van der Star e van den Berg (2011). Lestari *et al.* (2016) encontraram um efeito negativo e estatisticamente significativo relacionado ao sexo masculino.

A idade não se mostrou estatisticamente significativa, estando de acordo com os resultados obtidos em Wu *et al.* (2012), Lestari *et al.* (2016) e Sundström e Andersson (2009). Um resultado distinto foi encontrado em van der Star e van den Berg (2011), em que a idade apresenta um efeito hiperbólico (com ponto de máximo) estatisticamente relevante.

As variáveis *dummies* relacionadas ao 2º grau/ensino médio completo, superior completo e especialização não se mostraram estatisticamente significativas sobre o valor declarado da DAP. Os indivíduos que contam com 2º grau/ensino médio e superior, ambos incompletos, estão dispostos a pagar um valor menor, indicando que há uma relação positiva entre escolaridade e o valor declarado pelo entrevistado. Lestari *et al.* (2016) encontraram um efeito estatisticamente relevante e positivo da educação. Sundström e Andersson (2009) encontraram um efeito negativo e estatisticamente significativo para o ensino secundário. Wu *et al.* (2012), Okpukpara (2016) e van der Star e van den Berg (2011) não encontraram relevância estatística da escolaridade.

O fato de o indivíduo ter perdido renda devido ao isolamento causado pela pandemia da Covid-19 está positivamente relacionado com o valor declarado da DAP. O fato de o indivíduo ter mudado o estabelecimento em que realizava suas compras durante o período de pandemia afeta positivamente o seu valor declarado, sendo esse efeito estatisticamente significativo. Os chefes de família declaram um valor maior em relação aos filhos e cônjuges (estes últimos não se apresentaram estatisticamente diferentes entre si).

Quanto à ocupação, todas as variáveis se mostraram estatisticamente significativas. De acordo com o sinal das estimativas dos coeficientes dessas variáveis, constata-se que todas as demais categorias apresentam um valor de DAP menor do que a categoria de referência, sendo o menor valor para os empresários e empreendedores, e a maior estimativa está associada aos desempregados.

Dos seis fatores construídos a partir da análise fatorial, apenas o fator frequência e o fator atitudes não se mostraram estatisticamente significativos sobre o valor declarado da DAP. Os fatores importância, selo e confiança apresentam um impacto positivo, e o fator desnecessário apresenta um impacto negativo sobre o valor declarado pelo entrevistado. Wu *et al.* (2012), Sundström e Andersson (2009) e Okpukpara (2016) também encontraram relevância estatística para o efeito de variáveis relacionadas ao grau de consciência, grau de confiança, atitudes e práticas dos entrevistados.

Embora a estatística F indique as variáveis tomadas em conjunto explicam o modelo, o valor do *pseudo R²* indicam um baixo ajuste, sugerindo a possibilidade de o modelo ter omitido variáveis relevantes na decisão de o quanto pagar a mais.

4.5 Estimação do intervalo de confiança da DAP a partir da aplicação do método *Krinsky-Robb* sobre estimativas do modelo *logit*

A Tabela 7 apresenta as estimativas do modelo *logit* em que a variável dependente é dicotômica, assumindo 1 quando o valor do lance construído *ex post* é menor ou igual ao valor da DAP declarado pelo entrevistado e 0 caso contrário. O modelo obteve um melhor ajuste com a variável de gastos mensais em compras de primeira necessidade como uma *proxy* da renda. Observa-se que tanto o valor do lance quanto os gastos em produtos de primeira necessidade são inversamente relacionados com a disposição a pagar a mais para comprar em estabelecimentos certificados com o selo de biossegurança.

Tabela 7 – Estimativas do modelo *logit* sobre a variável que capta quando o lance é menor ou igual ao valor declarado pelo entrevistado (1) ou não (0)

Variáveis	Coefficiente	(Erro-pad.) ¹	Efeito marginal	(Erro-pad.) ¹
Valor do lance	-0,00773	*(0,00113)	-0.001387	*(0,000161)
Gastos ²	-0,0000000052	** (23e ⁻¹⁰)	-0.00000000931	** (419e ⁻⁹)
Constante	0,52239	*(0,19849)	-	-
Número de observações	298			
P-value Wald χ^2 (2)	0,000			
Pseudo R ²	0,174			
R ² McFadden Ajustado	0,158			
R ² McKelvey & Zavoina	0,438			
R ² Cragg & Uhler	0,276			
Área sob a Curva ROC	0,732			
Acurácia	0,708			
Sensibilidade	0,337			
Especificidade	0,890			

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa de campo.

Nota: * significância de 1%; ** significância de 5%; *** significância de 10%.

(1) Erro-padrão robusto.

A Tabela 8 apresenta as estimativas de valor representativo associado à disposição a pagar a mais pelas compras em estabelecimentos certificados com o selo de biossegurança.

Tabela 8 – Estimativas do valor representativo associado à disposição a pagar a mais pelas compras em estabelecimentos certificados com o selo de biossegurança

Método de Estimação	Valor	Borda inferior	Borda superior
<i>Krinsky-Robb</i>	60,98	14,69	97,63
Média do valor declarado ¹	152,57	132,83	172,31
Média do valor declarado ^{1,2}	97,28	82,19	112,36

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa de campo.

(1) Corresponde ao valor da média aritmética dos valores declarados pelos entrevistados. (2) Foi atribuído zero para os entrevistados que indicaram não estarem dispostos a pagar a mais e retirados os votos de protesto.

A estimativa de *Krinsky-Robb* para o valor médio de disposição a pagar a mais por compras em estabelecimentos comerciais certificados pelo selo de biossegurança é da ordem de R\$ 60,98, correspondendo a cerca de 3% do gasto médio mensal em compras. Esse resultado indica que o selo de biossegurança agrega valor aos serviços prestados pelos estabelecimentos comerciais.

Cabe ressaltar que a estimativa de *Krinsky-Robb* pode ter sido afetada pela forma *ex post* à qual foi operacionalizado o método referendo. No entanto, pode-se observar que a estimativa de *Krinsky-Robb* é mais conservadora dos que as estimativas de média aritmética dos valores declarados, da ordem de R\$ 152,57 e R\$ 97,28, respectivamente desconsiderando e considerando os valores nulos associados às recusas².

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O ponto central do presente estudo foi analisar aspectos relacionados à disposição a pagar a mais por compras realizadas em estabelecimentos comerciais certificados com um selo hipotético de biossegurança em um cenário de pandemia da Covid-19. Em especial, buscou-se investigar os fatores que afetam a decisão de aceitar ou não pagar a mais, através do modelo *logit*, e os fatores que afetam a decisão de quanto pagar a mais, por meio do modelo *tobit*.

Uma evidência encontrada no estudo é a de que a decisão de quanto pagar, por ser afetada por um conjunto maior de variáveis, parece ser mais complexa do que a decisão de aceitar ou não pagar a mais. A escolaridade, por exemplo, tem efeito estatisticamente significativo apenas sobre o valor declarado pelo entrevistado, não afetando a probabilidade de aceitar pagar a mais.

A decisão de aceitar ou não pagar a mais se mostrou sensível à renda pessoal do entrevistado, cuja estimativa de coeficiente sugere que o selo de biossegurança seja um bem normal. O valor declarado da DAP é mais bem explicado pelos gastos familiares em produtos de primeira necessidade, em que foi observado um ponto máximo de probabilidade associado a uma renda de R\$ 3.763,34. Essa inflexão pode ser resultado de uma possível ambiguidade do efeito dos gastos sobre o valor declarado da DAP. Por um lado, o aumento nesses gastos pode indicar um maior comprometido da renda do consumidor e, conseqüentemente, uma menor DAP declarada (*efeito restrição*). Por outro lado, essa variável pode exercer um *efeito renda*, já que um maior gasto pode indicar uma maior renda. Os *efeitos restrição e renda* se reforçariam mutuamente se o selo de biossegurança for um bem inferior, mas seriam opostos caso o selo de biossegurança seja um bem normal. Em se tratando de um bem normal, o resultado sugere que o *efeito restrição* seja mais intenso do que o *efeito renda* para níveis maiores de gastos com compras.

Conhecer os processos de decisão associados à disposição a pagar é de extrema relevância para que os estabelecimentos comerciais fundamentem suas estratégias em relação à adoção de medidas de biossegurança e em relação à certificação, de modo a permitir que essas estratégias resultem em ganhos de receita. Nesse tocante, recomenda-se que estudos futuros testem o efeito de outras variáveis sobre as decisões relacionadas à disposição a pagar, em especial sobre o valor declarado pelos entrevistados. A estatística *F* e o ajuste do modelo *tobit* indicam que possa haver variáveis relevantes que não foram consideradas neste estudo.

Os empresários se mostraram menos propensos a pagar a mais pelas compras em estabelecimentos comerciais certificados, provavelmente porque sofreram perdas econômicas causadas pela pandemia. Adicionalmente, esse comportamento também pode ser influenciado pela percepção dos empresários entrevistados de que eles próprios poderão incorrer em custos adicionais, caso tenham que implantar medidas de biossegurança em seus empreendimentos. É provável que os empresários não considerem que a diferenciação do produto por meio da certificação possa agregar valor.

² Esses valores correspondem a 7,69% e 4,9% do gasto médio mensal em compras, respectivamente.

No entanto, os resultados alcançados neste estudo indicam que o selo de biossegurança pode trazer benefícios monetários para os empreendimentos certificados. A maioria dos entrevistados se mostrou disposta a pagar a mais por compras realizadas em estabelecimentos certificados (um percentual da ordem de 57% dos entrevistados, passando para cerca de 84% com a retirada dos votos de protesto). Adicionalmente, as estimativas de médias do valor da DAP e dos gastos em compras sugerem que o selo de biossegurança promoveria um aumento da ordem de 3% nas receitas desses estabelecimentos.

Nesse sentido, políticas públicas para disseminação de medidas de biossegurança devem considerar ações de educação e conscientização voltadas para os empresários, de modo que eles percebam que essas medidas podem resultar em benefícios financeiros. Adicionalmente, deve-se considerar a disponibilidade de linhas de crédito para a implantação dessas medidas.

Um fato curioso é que outras categorias que também sofreram os efeitos econômicos da pandemia apresentaram comportamento distinto em relação aos empresários. Os indivíduos que perderam renda durante o isolamento e os desempregados se apresentaram mais dispostos a pagar a mais. No caso desses grupos, esse comportamento pode indicar uma crença de que a adoção de medidas de biossegurança possa favorecer uma retomada das atividades econômicas. O fato de esses grupos declararem um valor maior de pagamento (no caso dos desempregados, seu valor declarado só não é maior do que o valor declarado pela categoria de aposentados e pensionistas) pode se dever a uma percepção de urgência na adoção de medidas que possam resultar na retomada das atividades econômicas.

REFERÊNCIAS

- ABRAHAM, P. S.; GUNDIMEDA, H. Greening offices: Willingness to pay for green-certified office spaces in Bengaluru, India. **Environment, Development and Sustainability**, v. 22, n. 3, p. 1839–1857, 2020.
- ANVISA. **Nota Técnica Nº 47/2020/SEI/GIALI/GGFIS/DIRE4/ANVISA. Uso de luvas e máscaras em estabelecimentos da área de alimentos no contexto do enfrentamento ao COVID-19** Agência Nacional de Vigilância Sanitária (ANVISA), [S. l.: s. n.], 2020a. p. 1–15.
- ANVISA. **Nota Técnica Nº 48/2020/SEI/GIALI/GGFIS/DIRE4/ANVISA. Documento orientativo para produção segura de alimentos durante a pandemia de Covid-19.** Agência Nacional de Vigilância Sanitária (ANVISA), p. 1–15, 2020b.
- ANVISA. **Nota técnica nº 49/2020/sei/giali/ggfis/dire4/anvisa. Orientações para os serviços de alimentação com atendimento direto ao cliente durante a pandemia de Covid-19,** [S. l.: s. n.], 2020c.
- BIROL, E.; KARANDIKAR, B.; ROY, D.; TORERO, M. Information, Certification and Demand for Food Safety: Evidence from an In-store Experiment in Mumbai. **Journal of Agricultural Economics**, v. 66, n. 2, p. 470–491, 2015.
- CRONBACH, L. J. Coefficient alpha and the internal structure of tests. **Psychometrika**, v. 16, n. 3, p. 297–334, 1951.
- DELMOND, A. R.; MCCLUSKEY, J. J.; YORMIRZOEV, M.; ROGOVA, M. A. Russian consumer willingness to pay for genetically modified food. **Food Policy**, v. 78, n. March, p. 91–100, 2018.

- DINGEL, J.; NEIMAN, B. How many jobs can be done at home? **Journal of Public Economics**, v. 189, n. 104235, 2020.
- DOHERTY, E.; CAMPBELL, D. Demand for safety and regional certification of food: Results from Great Britain and the Republic of Ireland. **British Food Journal**, v. 116, n. 4, p. 676–689, 2014.
- FMI. **Coronavirus and Pandemic Preparedness for the Food Industry**. 2020.
- GREENE, W. H. **Econometric Analysis**. 8. ed. New Jersey: Pearson Education, 2003.
- HAAB, T. C.; MCCONNELL, K. E. **Valuing Environmental and Natural Resources: the econometrics of non-market valuation**. Northampton: Edward Elgar Publishing, 2002.
- HAGHIRI, M. An evaluation of consumers' preferences for certified farmed Atlantic salmon. **British Food Journal**, v. 116, n. 7, p. 1092–1105, 2014.
- HANEMANN, W. M. Welfare Evaluations in Contingent Valuation Experiments with Discrete Response Data: Reply. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 71, n. 4, p. 1057–1061, 1989.
- HANEMANN, W. M. Welfare Evaluations in Contingent Valuation Experiments with Discrete Responses. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 66, n. 3, p. 332–341, 1984.
- HIRATA, M. H.; MANCINI FILHO, J.; HIRATA, R. D. C. **Manual de Biossegurança**. 3. ed. Barueri: Manole, 2017.
- KAISER, M. O. Kaiser-Meyer-Olkin measure for identity correlation matrix. **Journal of the Royal Statistical Society**, 1974.
- KRINSKY, I.; ROBB, A. L. On Approximating the Statistical Properties of Elasticities: A Correction. **The Review of Economics and Statistics**, v. 72, n. 1, 1990.
- KRINSKY, I.; ROBB, A. L. On Approximating the Statistical Properties of Elasticities. **The Review of Economics and Statistics**, v. 68, n. 4, p. 715, 1986.
- LESTARI, V. S.; NATSIR, A.; KARIM, H.; PATRICK, I. Factors Affecting Consumers' Willingness to Pay for Chicken Meat from Biosecure Farms. **International Journal of Economics and Management Engineering**, v. 10, n. 6, p. 2062–2066, 2016.
- MADDALA, G. S. **Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics**. New York: John Wiley & Son, 1983. ISSN 01621459.
- MEYERHOFF, J.; MØRKBÆK, M. R.; OLSEN, S. B. A. Meta-study Investigating the Sources of Protest Behaviour in Stated Preference Surveys. **Environmental and Resource Economics**, v. 58, n. 1, p. 35–57, 2014.
- MINISTÉRIO DA SAÚDE. **Boletim Epidemiológico nº 33: Doença pelo Coronavírus COVID-19**. Brasília, DF: [s. n.], 2020.
- MOHAMMED, Rafi. **How Restaurants Can Survive Right Now**. 2020.
- MWEBAZE, P.; BENNETT, J.; BEEBE, N. W.; DEVINE, G. J.; DE BARRO, P. Economic Valuation of the Threat Posed by the Establishment of the Asian Tiger Mosquito in Australia. **Environmental and Resource Economics**, v. 71, n. 2, p. 357–379, 2018.

- NEMBRINI, S.; CERETTI, E.; GELATTI, U.; CASTALDI, S.; SCHULZ, P. J.; LEVAGGI, R.; AUXILIA, F.; COVOLO, L. Willingness to pay for risky lifestyles: results from the Pay for Others (PAY4O) study, Italy. **Public Health**, v. 182, p. 179–184, 2020.
- OKPUKPARA, B. Determinants of willingness to pay for biosecurity measures among poultry farmers: A mitigation response to bird flu incidence in Nigeria. **Journal of Animal and Plant Sciences**, v. 26, n. 5, p. 1418–1428, 2016.
- POE, G. L.; GIRAUD, K. L.; LOOMIS, J. B. Computational methods for measuring the difference of empirical distributions. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 87, n. 2, p. 353–365, 2005.
- ROQUE, H.; VELOSO, A.; FERREIRA, P. L. Portuguese version of the EUROPEP questionnaire: Contributions to the psychometric validation. **Revista de Saude Publica**, v. 50, p. 1–7, 2016.
- ROSER, M.; ORTIZ-OSPINA, E. **Coronavirus pandemic data explorer**. 2020.
- SALLADARRÉ, F.; BRÉCARD, D.; LUCAS, S.; OLLIVIER, P. Are French consumers ready to pay a premium for eco-labeled seafood products? A contingent valuation estimation with heterogeneous anchoring. **Agricultural Economics (United Kingdom)**, v. 47, n. 2, p. 247–258, 2016.
- SUNDSTRÖM, K.; ANDERSSON, H. **Swedish consumers' willingness-to-pay for food safety. A contingent valuation study on Salmonella risk**: 1. Lund: [s. n.], 2009.
- TAALE, F.; KYEREMEH, C. **Households' willingness to pay for reliable electricity services in Ghana**. [S. l.]: Elsevier, 2016.
- TANDON, D.; MEHRA, Y. S. Impact of Ownership and Size on Operational Risk Management Practices: A Study of Banks in India. **Global Business Review**, v. 18, n. 3, p. 795–810, 2017.
- THOMPSON, J. M.; TONSOR, G. T.; PENDELL, D. L.; PRESTON, W. United States feedlot operator willingness to pay for disposal capacity to address foreign animal disease risk. **Transboundary and Emerging Diseases**, v. 65, n. 6, p. 1951–1958, 2018.
- UHLER, A. **Changes in demand and disrupted supply chains feed into shortages at the store**. 2020.
- VAN DER STAR, S. M.; VAN DEN BERG, B. Individual responsibility and health-risk behaviour: A contingent valuation study from the ex ante societal perspective. **Health Policy**, v. 101, n. 3, p. 300–311, 2011.
- WICAKSANA, A. L.; WANG, S. T. Psychometric Testing of the Indonesian Version of Dietary Sodium Restriction Questionnaire Among Patients with Hypertension. **Asian Nursing Research**, v. 12, n. 4, p. 279–285, 2018.
- WU, L.; XU, L.; ZHU, D.; WANG, X. Factors Affecting Consumer Willingness to Pay for Certified Traceable Food in Jiangsu Province of China. **Canadian Journal of Agricultural Economics**, v. 60, n. 3, p. 317–333, 2012.
- YANG, X.; CHENG, L.; YIN, C.; LEBAILLY, P.; AZADI, H. Urban residents' willingness to pay for corn straw burning ban in Henan, China: Application of payment card. **Journal of Cleaner Production**, v. 193, n. 2, p. 471–478, 2018.

PERFIL DOS BENEFICIÁRIOS DO PROGRAMA BOLSA FAMÍLIA NO MEIO URBANO E RURAL DAS GRANDES REGIÕES BRASILEIRAS DE ACORDO COM A PNAD CONTÍNUA DE 2019

Profile of beneficiaries of the Bolsa Família Program in the urban and rural area in Brazilian regions according to the Continuous PNAD in 2019

Luana Hespanhol de Souza

Economista. Doutora em Políticas Sociais, Universidade Estadual do Norte Fluminense Darcy Ribeiro – UENF; Centro de Ciências do Homem, Av. Alberto Lamego, 2000, Campos dos Goytacazes/RJ – Brasil. hespanhol.luana@gmail.com

Marlon Gomes Ney

Economista. Doutor em Economia Aplicada. Professor Associado I da Universidade Estadual do Norte Fluminense Darcy Ribeiro – UENF; Laboratório de Estudo do Espaço Antrópico, Av. Alberto Lamego, 2000, Campos dos Goytacazes/RJ – Brasil. marlonney@uenf.br

Paulo Marcelo de Souza

Engenheiro Agrônomo. Doutor em Economia Rural. Professor Associado I da Universidade Estadual do Norte Fluminense Darcy Ribeiro – UENF; Laboratório de Engenharia Agrícola, Av. Alberto Lamego, 2000, Campos dos Goytacazes/RJ – Brasil. pmsouza@uenf.br

Resumo: A década de 1990 é marcada pelas iniciativas de transferências de renda com condicionalidade, que surgiram com o objetivo de trazer alívio imediato da extrema pobreza. A partir das condicionalidades, as famílias pobres passaram a acessar serviços de educação e saúde. Em 2003, foi implementado o Programa Bolsa Família (PBF), que se consolidou como principal política de transferência de renda nacional. Pensando nas contribuições do PBF nos últimos anos para a redução da pobreza e extrema pobreza, o presente artigo teve como objetivo central analisar o perfil dos beneficiários do programa através dos dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNADC) do IBGE, de 2019. A partir dos resultados, nota-se que o Nordeste concentra 51,5% dos beneficiários do PBF. O resultado não surpreende, já que a Região é considerada uma das mais pobres do País. Em relação ao responsável por receber o benefício, os dados mostram que a maioria são mulheres, sendo 91,9% no meio urbano e 89,9% no rural, o que mostra que, de fato, o programa transfere os valores preferencialmente para as mulheres. Outro destaque é o número médio de beneficiários por domicílio, que foi igual a 3,97.

Palavras-chave: extrema pobreza; pobreza; desigualdade socioeconômica.

Abstract: The 1990s were marked by conditional cash transfer initiatives, which emerged with the aim of bringing immediate relief from extreme poverty. From the conditionalities, poor families started to access education and health services. In 2003, the Bolsa Família Program was implemented, which became the main national income transfer policy. Thinking about the contributions of the Bolsa Família Program in recent years to the reduction of poverty and extreme poverty, this article aimed to analyze the profile of beneficiaries of the Bolsa Família Program through data from the IBGE's Continuous National Household Sample Survey from 2019. From the results, the Northeast concentrates 51.5% of the program beneficiaries. The result is not surprising, the region is considered one of the poorest in the country. Regarding the person responsible for receiving the benefit, the data show that the majority are women, 91.9% in urban areas and 89.9% in rural areas, which shows that the program transfers the amounts preferentially to women. Another highlight is the average number of beneficiaries per household, which was equal to 3.97.

Keywords: extreme poverty; poverty; socioeconomic inequality.

1 INTRODUÇÃO

A pobreza sempre esteve presente na realidade brasileira. Ela tem sido considerada um problema que envolve múltiplos fatores como renda insuficiente para manter um padrão mínimo de vida e dificuldade para acessar direitos básicos como educação e saúde. A alta concentração de renda no Brasil é um dos fatores que contribuem para a persistência da pobreza. Por muitos anos, o poder público não elaborou estratégias que tivessem o intuito de combater a pobreza, e o foco principal se concentrava nas questões econômicas do País (SILVA; YAZBEK; GIOVANNI, 2006).

A partir de 1995, essa realidade muda com as primeiras políticas de transferência de renda condicionada, em âmbito municipal. Mais tarde, em 2003, é criado o Programa Bolsa Família (PBF), principal política nacional de combate à pobreza. Tal política tem caráter descentralizado e conta com o apoio dos entes federativos. O trabalho conjunto dos estados, municípios e Distrito Federal possibilita a localização das famílias que se encontram em vulnerabilidade econômica e a fiscalização em relação às condicionalidades. Atualmente, são aptas a receber o benefício as famílias que se encontram nas faixas de extrema pobreza, renda familiar *per capita* mensal de até R\$ 89,00, e pobreza, renda familiar *per capita* de R\$ 89,01 até R\$ 178,00, (BRASIL, 2018). Em março de 2018, mais de 14,1 milhões de famílias foram beneficiadas em todo o País com o valor médio de R\$ 177,06 (MDS, 2018). Isso mostra a grande importância do programa para aqueles que se encontram em situação de vulnerabilidade social.

Levando em consideração a intensa desigualdade de renda brasileira e a importância dos programas de transferência de renda, o artigo teve como objetivo traçar o perfil dos beneficiários do Programa Bolsa Família (PBF) segundo os dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua Anual (PNADC/A), em 2019. Compreender o perfil dos beneficiários é de suma importância, visto que em março de 2013, considerando o apurado no Censo de 2010, 26,0% da população foi beneficiada pelo programa (CAMARGO et al., 2013). Analisar essa população, levando em consideração as diferenças regionais, bem como a situação censitária, torna-se necessário para que políticas sociais sejam elaboradas e combinadas de acordo com as especificidades de cada região e município.

Em relação à base de dados escolhida, a PNADC foi implantada de forma definitiva em todo o País em 2012. As perguntas específicas sobre os beneficiários do PBF permitem diferentes análises para essa população. Tendo periodicidade mensal, trimestral e anual, a pesquisa é mais abrangente do que a antiga PNAD e, com a metodologia constantemente atualizada, possibilita o acompanhamento das flutuações e da evolução de indicadores que contribuem para estudos do desenvolvimento socioeconômico do País (IBGE, 2020).

Para alcançar o objetivo, o artigo foi estruturado em quatro seções. Na próxima seção, há uma breve revisão bibliográfica sobre o Programa Bolsa Família. A seção 3 apresenta a metodologia de pesquisa e a base de dados. Já na seção 4, são apresentados os resultados relacionados às características gerais dos beneficiários do Bolsa Família, analisando variáveis como situação censitária, sexo, cor, anos de estudo e quantidade de pessoas residindo em um mesmo domicílio. Por fim, são apresentadas as considerações finais do trabalho.

2 CRIAÇÃO E IMPLANTAÇÃO DO PROGRAMA BOLSA FAMÍLIA

O Programa Bolsa Família (PBF) foi criado em 2003 através da Medida Provisória nº 132, mais tarde convertida na Lei nº 10.836/2004, e foi regulamentado pelo Decreto nº 5.209/2004. O programa representa uma política em âmbito nacional de transferência de renda com condicionalidades. O PBF teve por finalidade unificar outros procedimentos de gestão e execução de transferência de renda do governo federal, como o Programa Nacional de Renda Mínima vinculado à Educação, o Bolsa Escola, o Programa Nacional de Acesso à Alimentação, o Programa Nacional

de Renda Mínima vinculada à Saúde, o Bolsa Alimentação, o Programa Auxílio-Gás e o Cadastramento Único do Governo Federal – CadÚnico (BRASIL, 2004a).

Segundo o Decreto nº 5.209, artigo 4º, os objetivos básicos do programa são: 1) promover o acesso a serviços de saúde, educação e assistência social; 2) combater a fome e garantir a segurança alimentar; 3) estimular a emancipação dos beneficiários que se encontram em situação de pobreza e extrema pobreza; 4) combater a pobreza; e 5) promoção da intersetorialidade e sinergia das políticas públicas (BRASIL, 2004b).

O benefício é pago de forma mensal por meio de cartão magnético fornecido pela Caixa Econômica Federal (CEF), com a identificação do responsável através do Número de Identificação Social, o NIS (BRASIL, 2004b). O pagamento do benefício é feito preferencialmente à mulher. A CEF tem como dever, desde que pactuado em contrato específico: a) fornecer a infraestrutura necessária para a manutenção e organização do Cadastramento Único do Governo Federal (CadÚnico); b) desenvolver sistemas de processamento de dados; c) organizar e operacionalizar a logística de pagamento dos benefícios; e d) elaborar relatórios e fornecer base de dados que possibilitem o acompanhamento, controle, avaliação e fiscalização da execução do PBF (BRASIL, 2004a, art. 16).

A concessão do benefício está relacionada ao cumprimento, quando couber, de condicionalidades relacionadas ao exame pré-natal, ao acompanhamento nutricional e de saúde, e crianças de até 6 anos devem ser vacinadas de acordo com o calendário. Na educação, é exigida frequência escolar de 85% para as crianças de até 15 anos e 75% para os adolescentes entre 16 e 17 anos (BRASIL, 2004b). Os Ministérios da Saúde e da Educação devem acompanhar e fiscalizar se tais condicionalidades estão sendo cumpridas.

As famílias beneficiadas pelo PBF são selecionadas a partir do CadÚnico, criado em 2001, através do Decreto nº 3.877, e unificado à gestão do PBF em 2003. Nele, são cadastradas todas as famílias com renda mensal *per capita* de até meio salário-mínimo, podendo ser inscritas também famílias com rendimento superior se o seu cadastramento estiver vinculado a algum programa social (BARTHOLO; PASSOS; FONTOURA, 2017). A articulação com outras políticas públicas também ocorre através do CadÚnico para programas sociais do governo federal. Para serem selecionadas pelo programa, as famílias devem estar na extrema pobreza ou pobreza. Atualmente são consideradas extremamente pobres as famílias que recebem renda *per capita* mensal de até R\$ 89,00, já as famílias pobres são aquelas com renda *per capita* mensal de até R\$ 178,00 (BRASIL, 2018). Esses valores são atualizados com o passar do tempo de acordo com o contexto socioeconômico.

O benefício tem caráter temporário, em que a cada dois anos há uma análise para determinar se a família deve continuar recebendo o valor mensal ou não. O benefício é cortado antes do prazo de análise caso ocorram as seguintes situações: a) omissão de informação ou prestação de informação falsa; b) posse do beneficiário em cargo eletivo de qualquer esfera do governo; e c) desligamento voluntário da família (BRASIL, 2004b).

O programa conta com dois tipos de benefícios financeiros: o básico, destinado aos domicílios em situação de extrema pobreza, e o variável, destinado aos domicílios em situação de pobreza e extrema pobreza e que tenham em sua composição gestantes, nutrizes, crianças entre 0 e 12 anos e adolescentes até 15 anos. Em 2008, a partir da Lei nº 11.692, foi criado outro benefício variável vinculado ao adolescente. Esse benefício é voltado para os domicílios pobres e extremamente pobres e que tenham em sua composição adolescentes com 16 e 17 anos matriculados em estabelecimentos de ensino.

Em 2003, o programa tinha como objetivo central repassar o valor de R\$ 50,00 para as famílias com renda *per capita* de até R\$ 50,00 (benefício básico). O valor máximo que uma família extremamente pobre poderia receber era igual a R\$ 95,00, já para as famílias pobres esse valor seria de no máximo R\$ 45,00. Em 2018, através do Decreto nº 9.396, os valores dos benefícios foram

atualizados. O benefício básico passou a ser de R\$ 89,00. Já o benefício variável passou para R\$ 41,00 até o limite de R\$ 205,00. O benefício variável vinculado ao adolescente passou a ser igual a R\$ 48,00 até o limite de R\$ 96,00. Os valores dos benefícios são atualizados com o passar do tempo através de leis e decretos.

Em 2011, outra importante política de transferência de renda foi lançada: o Plano Brasil sem Miséria (BSM). O plano surgiu como ação complementar ao PBF, com o principal objetivo de superar a extrema pobreza. O BSM se baseia em três pilares: 1) garantia de renda, para alívio da extrema pobreza; 2) acesso aos serviços públicos, com o intuito de melhorar as condições de educação, saúde e cidadania das famílias beneficiadas; e 3) inclusão produtiva, aumentando, dessa forma, as capacidades e as oportunidades de trabalho e geração de renda para as famílias mais pobres (SECRETARIA DE GOVERNO, 2019).

Para que a população de baixa renda tivesse mais acesso às creches públicas, foi criado o programa Brasil Carinhoso, em 2012. O objetivo do programa é incentivar que os municípios ampliem o número de vagas e melhorem o atendimento. Isso é feito através de maiores repasses de recursos federais às prefeituras a cada vaga ocupada por criança de família beneficiada pelo PBF.

Em relação ao mercado de trabalho, foi criado o Programa Nacional de Acesso ao Ensino Técnico e Emprego (Pronatec, Brasil sem Miséria). O programa oferece gratuitamente cursos de qualificação profissional visando a capacitar os beneficiários do PBF para que eles possam ser inseridos no mercado de trabalho. Já na área da saúde, o Programa Nacional de Qualificação da Assistência Farmacêutica, no âmbito do Sistema Único de Saúde (SUS), atua para melhorar o acesso à saúde em municípios de até 100 mil habitantes.

No eixo Direitos e Cidadania, o compromisso do BSM foi com a comunidade de quilombolas, considerada público prioritário. Dados de 2013 apontam que 84 mil famílias quilombolas estavam inscritas no CadÚnico. Até 2014, com a busca do governo, chegou-se a mais de 128 mil famílias quilombolas, sendo que 72% se encontravam em situação de extrema pobreza (SECRETARIA DE GOVERNO, 2019).

Em março de 2013, todos os brasileiros que recebiam benefícios do PBF que ainda viviam em situação de extrema pobreza ultrapassaram esse patamar (SECRETARIA DE GOVERNO, 2019). Apesar dessa conquista, a Secretaria de Governo da Presidência da República aponta que ainda há três grandes desafios a serem superados: 1) a busca ativa por famílias que têm o perfil de atendimento do BSM, mas que ainda não foram contempladas pelos benefícios; 2) o aperfeiçoamento das estratégias de inclusão produtiva; e 3) a maior oferta de serviços públicos de qualidade, incluindo aquelas pessoas que mais precisam deles.

A apresentação das leis e decretos relacionados ao PBF mostra que o programa vai além de uma simples transferência de renda. As condicionalidades adotadas demonstram que a política também busca que seus beneficiários tenham acesso a direitos básicos como saúde e educação. Mais do que isso, busca-se através de tal política a ruptura do ciclo intergeracional da pobreza. O BSM possibilitou uma focalização ainda maior nas famílias extremamente pobres, buscando superar esse patamar.

3 METODOLOGIA E BASE DE DADOS

A Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) foi implementada progressivamente no Brasil a partir de 1967 e tinha como principal objetivo a produção de informações básicas relacionadas a estudos socioeconômicos no País (IBGE, 2020). A partir de 2016, a PNAD foi substituída pela Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNADC).

A PNADC foi implantada a partir de 2012, em todo o País, com o objetivo de produzir informações contínuas sobre o mercado de trabalho, educação, renda, características da população

etc. Também tem como objetivo elaborar estudos do desenvolvimento socioeconômico do Brasil através de pesquisas específicas de acordo com as necessidades (IBGE, 2020). Por exemplo, há períodos em que as pesquisas contemplam dados sobre o trabalho infantil, tecnologia de informação, cuidados pessoais etc. Os principais dados são divulgados anualmente para o Brasil, Grandes Regiões, unidades da Federação, regiões metropolitanas, Região Integrada de Desenvolvimento (RIDE), Grande Teresina e municípios das capitais (IBGE, 2020).

Outro ponto importante da PNADC é que ela visa a observar as flutuações trimestrais, bem como a evolução de médio e longo prazo da força de trabalho e outras informações que sejam importantes para serem estudadas no momento. Os resultados são produzidos assim: resultados mensais, com informações restritas sobre a força de trabalho; trimestrais, conjunto de indicadores sobre a força de trabalho em todos os níveis de divulgação da pesquisa; anuais, outros temas importantes e indicadores complementares à força de trabalho; e variável, outros tópicos dos temas permanentes que são pesquisados com maior periodicidade ou ocasionalmente (IBGE, 2020). A soma dos dados gerados trimestralmente representa a base de dados anual.

A cada trimestre, são investigados aproximadamente 211.000 domicílios, em torno de 16.000 setores censitários. As informações sobre a força de trabalho são captadas de duas formas: primeiro, através de um conjunto de perguntas conjunturais que são divulgadas trimestralmente, e segundo, a partir de um conjunto de perguntas adicionais que são investigadas na primeira visita e divulgadas anualmente (IBGE, 2020). A PNADC abrange todo o território nacional e tem como população-alvo todas as pessoas que moram em domicílios particulares permanentes da área de abrangência da pesquisa.

A cada trimestre, são pesquisados temas e tópicos diferentes. A educação, por exemplo, é investigada no 2º trimestre. Já as questões relacionadas ao acesso à televisão, internet e posse de celular para uso pessoal são pesquisadas no 4º trimestre. Há também outros temas e tópicos que são investigados de acordo com a visita. Questões sobre a habitação, características gerais dos moradores e informações adicionais da força de trabalho são pesquisadas na 1ª visita. Questões sobre outras formas de trabalho, tais como afazeres domésticos, cuidados de pessoas, produção para autoconsumo, trabalho voluntário e trabalho de crianças e adolescentes são investigados na 5ª visita. Já os rendimentos de outras fontes são pesquisados tanto na 1ª quanto na 5ª visita (IBGE, 2020).

A partir de cada visita, é elaborada uma base de dados que é identificada como Visita 1 e Visita 5. Após analisar os dicionários de variáveis das duas visitas, foi escolhido trabalhar com os dados da 1ª visita, já que ela contempla todas as variáveis que foram necessárias para a pesquisa. Com o intuito de compreender as diferenças regionais, os resultados foram separados em Grandes Regiões e situação censitária (urbano e rural). O trabalho utilizou a classificação oficial do meio rural do IBGE, em que é considerada urbana toda sede de município e de distrito, e rural toda a área situada fora desses limites.

O número de beneficiários do PBF está subestimado na PNADC. Enquanto em maio de 2019 o número de domicílios beneficiados foi igual a 14,3 milhões (GOVERNO DO BRASIL, 2019), na PNADC esse valor é igual a aproximadamente 9,8 milhões. Segundo Souza et al. (2019, p. 11), tanto a PNAD quanto a PNAD Contínua subestimam o número de beneficiários, sendo 30,0% e 35,0% menores, respectivamente. Embora na PNADC constem perguntas específicas sobre o PBF, o grau de subestimação ainda existe (SOUZA et al., 2019). Os autores ainda apontam que esse não é um padrão exclusivo do PBF, já que o Benefício de Prestação Continuada (BPC) também é subestimado, em grau ainda maior. Outro destaque é que esse problema acontece em outros países também – por razões “que vão desde o estigma até a confusão entre benefícios, transferências assistenciais são quase sempre subnotificadas em pesquisas domiciliares” (SOUZA et al., 2019, p. 12). De todo modo, os resultados foram interpretados compreendendo os limites da PNADC com a contextualização de outras pesquisas.

4 PERFIL DOS BENEFICIÁRIOS DO PROGRAMA BOLSA FAMÍLIA NA PNADC

Esta seção apresenta os resultados da pesquisa em relação às características gerais dos beneficiários do PBF, no ano de 2019. A Tabela 1 mostra como os beneficiários do PBF que vivem em áreas rurais e urbanas se distribuem nas cinco Grandes Regiões. É importante enfatizar que os beneficiários do programa são aqueles que se beneficiam direta (titular do benefício) ou indiretamente (família do titular) do programa.

Analisando a área urbana, nota-se que o Nordeste concentra 45,7% dos beneficiários, seguido do Sudeste com 27,4% e Norte com 14,4%. O Sul e Centro-Oeste são as regiões que menos concentram beneficiários, com 6,2% em ambos os casos. Já no meio rural, o Nordeste concentra 64,2% dos beneficiários, seguido do Norte com 19,7% e Sudeste com 10,7%. Mais uma vez o Sul e Centro-Oeste apresentam um baixo percentual de beneficiários, com 3,2% e 2,3% respectivamente. No Brasil como um todo, considerando a área rural e urbana, a Região Nordeste se destaca com 51,5%, o que representa mais da metade dos beneficiários de todo o País. O Sudeste apresenta a segunda maior concentração com 22,2%.

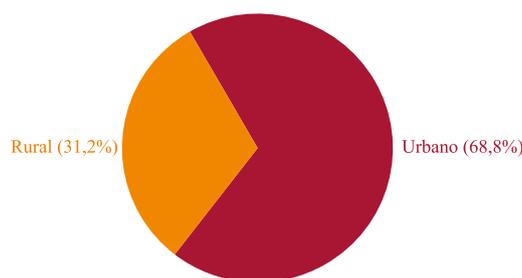
Tabela 1 – Distribuição de beneficiários do PBF por situação censitária, Grandes Regiões e Brasil, 2019

Situação censitária	Norte	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro-Oeste	Total
Urbana	14,4%	45,7%	27,4%	6,2%	6,2%	100,0%
Ruaral	19,7%	34,2%	10,7%	3,2%	2,3%	100,0%
Brasil	16,0%	51,5%	22,2%	5,3%	5,0%	100,0%

Fonte: Elaboração própria com os dados da PNADC, 2019.

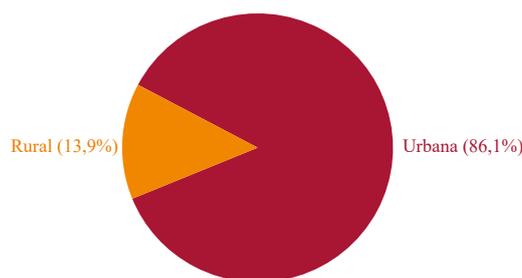
O Brasil apresenta uma concentração de 68,8% dos beneficiários do PBF no meio urbano, como mostra o Gráfico 1. Em relação à população total, considerando beneficiários e não beneficiários, 86,1% dos residentes do País estão no meio urbano e 13,9% estão no rural, como mostra o Gráfico 2. Embora a maior parte dos beneficiários esteja na área urbana, os resultados evidenciam o maior nível de pobreza no meio rural brasileiro, com um percentual de beneficiários superior ao total da população.

Gráfico 1 – Distribuição de beneficiários do PBF por situação censitária, Brasil, 2019



Fonte: Elaboração própria com os dados da PNADC (2019).

Gráfico 2 – Distribuição de toda a população, por situação censitária, Brasil, 2019



Fonte: Elaboração própria com os dados da PNADC (2019).

A Tabela 2 apresenta o número absoluto de beneficiários por situação censitária e regiões. A área urbana concentra aproximadamente 27,0 milhões de beneficiários, o que representa mais que o dobro da rural, que tem valor próximo a 12,1 milhões. Destaca-se a Região Nordeste com aproximadamente 20,0 milhões de beneficiários, analisando o total, seguida da Sudeste, com valor próximo a 8,6 milhões.

Tabela 2 – Distribuição de beneficiários do PBF por situação censitária, Grandes Regiões e Brasil, em número absoluto, 2019 (em milhares)

Situação censitária	Norte	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro-Oeste	Brasil
Urbana	3830	12195	7305	1665	1665	26660
Ruaral	2376	7757	1290	390	276	12089
Brasil	6206	19952	8595	2055	1941	38749

Fonte: Elaboração própria com os dados da PNADC (2019).

Os resultados deixam claro o quanto o benefício focaliza seus esforços na região mais pobre do País. Camargo et al. (2013) apontam que as famílias atendidas pelo PBF, entre o total de domicílios apurados pelo Censo 2010, é igual a 50,4% no Nordeste; 25,3% no Sudeste; 11,4% no Norte; 7,5% no Sul; e 5,4% no Centro-Oeste. As autoras utilizaram a folha de pagamento do PBF (SENARC/MDS), de março de 2013, para elaborar os resultados. Apesar de o ano de análise ser diferente da presente pesquisa, nota-se que os valores apresentados na Tabela 1 se aproximam dos de Camargo et al. (2013). A alta concentração de beneficiários no Nordeste provavelmente ocorre pela concentração espacial da pobreza (ARAÚJO et al., 2018). A partir da ocupação econômica do território brasileiro por Portugal, a Região Nordeste se destacou por muito tempo devido à alta lucratividade da economia açucareira (GAMA; BARACHO, 2014; FURTADO, 2007; PEREIRA, 2016). Com a perda do monopólio de produção do açúcar e consequente declínio da economia açucareira, o Nordeste passou por um processo de involução econômica que até hoje afeta essa região (FURTADO, 2007; PEREIRA, 2016).

Ao se pensar na distribuição do programa no País, é importante destacar que o número de beneficiários de cada localidade é determinado através das cotas estipuladas pelo IBGE com indicação do percentual de pessoas pobres e extremamente pobres (ARAÚJO et al., 2018). A falta de estrutura para implementação do PBF pode dificultar o acesso ao benefício mesmo em municípios com muitos pobres, como enfatizam Araújo et al. (2018). Os autores também destacam que a ineficiência de agentes-chave, como Cadastro Único e Secretarias, além da insuficiência de rede assistencial, podem dificultar ainda mais o acesso ao benefício.

Os resultados relacionados ao sexo do responsável por receber o benefício do PBF se encontram na Tabela 3. Segundo o Artigo 23, do Decreto nº 5.209, o cartão para recebimento do benefício terá como titular preferencialmente uma mulher; em sua ausência ou impedimento, outra pessoa da unidade familiar será a responsável pelo cadastro (BRASIL, 2004a).

Tabela 3 – Titulares do PBF distribuídos por situação censitária, sexo, Grandes Regiões e Brasil, 2019

Situação censitária	Sexo	Norte	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro-Oeste	Brasil
Urbana	Homem	7,2%	7,1%	9,7%	10,7%	8,3%	8,1%
	Mulher	92,8%	92,9%	90,3%	89,3%	91,7%	91,9%
	Total	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%
Rural	Homem	11,7%	9,7%	11,1%	10,8%	6,5%	10,1%
	Mulher	88,3%	90,3%	88,9%	89,2%	93,5%	89,9%
	Total	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%

Fonte: Elaboração própria com os dados da PNADC (2019).

A partir dos resultados é possível compreender que, de fato, a maior parte dos responsáveis por receber o benefício do PBF são mulheres. Na área urbana, mais de 90% dos titulares são do sexo feminino, e isso se repete em todas as regiões, com exceção do Sul, que apresenta o percentual de 89,3%. No meio rural, apenas as Regiões Nordeste e Centro-Oeste apresentam valores acima de 90,0%, contudo não há uma grande diferença entre as outras regiões, que também apresentam altos valores percentuais: Norte com 88,3%, Sudeste com 88,9% e Sul com 89,2%. Já em relação ao Brasil rural, esse valor é igual a 89,9%. Segundo Campello (2013), em 2013, 93,0% dos titulares do PBF eram do sexo feminino, o que reflete um ganho de autonomia e ampliação da cidadania das mulheres. A mulher apresenta um papel de suma importância, sendo a responsável por receber e administrar como o recurso do programa será gasto.

Através de uma pesquisa qualitativa com beneficiárias do PBF residentes de áreas rurais ou de pequenas cidades, de 2006 a 2011, Leão Rego e Pinzani (2013) mostram que, em um universo de 150 entrevistadas, a maioria afirmou que prefere que o cartão do benefício esteja em seu nome. Os autores apontam que as beneficiárias entrevistadas deram como justificativa a capacidade da mulher de cuidar melhor do dinheiro e compreender do que a família necessita, além de realizar compras mais econômicas. Houve também relatos de que se o cartão estivesse no nome do marido, o dinheiro poderia ser gasto com bebida alcoólica. Ao serem responsáveis pelo recebimento do benefício, as mulheres adquirem mais poder nas decisões da família, independência financeira do marido, além de autonomia sobre o uso de métodos contraceptivos (JANNUZZI; PINTO, 2013).

Em um estudo em Recife, realizado em 2008, sobre os efeitos do Programa Bolsa Família sobre a autonomia feminina, Lavinhas, Cobo e Veiga (2012) mostram que 95% das entrevistadas relatam que, além de sacarem o benefício, elas são responsáveis por administrar o dinheiro recebido, o que mostra a autonomia financeira da maioria das mulheres. Contudo as autoras enfatizam que embora o Bolsa Família contribua positivamente para o bem-estar e qualidade de vida das famílias, não existe um efeito direto sobre o empoderamento de gênero, já que ainda cabem à mulher as funções domésticas e de cuidado com as crianças (LAVINHAS; COBO; VEIGA, 2012).

As Tabelas 4 e 5 apresentam os beneficiários do PBF distribuídos por cor, na área urbana e rural. Analisando a área urbana, a Região Norte apresenta uma grande concentração de beneficiários classificados com a cor parda, com 77,0%. As Regiões Nordeste, Centro-Oeste e Sudeste também apresentam uma grande concentração de beneficiários da cor parda, sendo 66,0%, 63,4% e 53,6%, respectivamente. Apenas na Região Sul a maior concentração se encontra na cor branca, com 53,3%.

Tabela 4 – Beneficiários do PBF, na área urbana, distribuídos por cor, Grandes Regiões e Brasil, 2019

Cor	Norte	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro-Oeste	Brasil
Branca	14,7%	20,3%	31,4%	53,3%	24,1%	24,8%
Preto	6,7%	12,7%	14,4%	9,9%	11,3%	12,0%
Amarela	0,5%	0,5%	0,3%	0,3%	0,6%	0,4%
Parda	77,0%	66,0%	53,6%	36,0%	63,4%	62,1%
Indígena	1,2%	0,6%	0,3%	0,5%	0,6%	0,6%
Total	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%

Fonte: Elaboração própria com os dados da PNADC (2019).

Em relação ao meio rural, há uma alta concentração de beneficiários classificados como pardos nas Regiões Norte, com 70,5%, Nordeste, com 60,0%, e Centro-Oeste, com 52,7%. Já as Regiões Sul e Sudeste apresentam uma alta concentração de beneficiários da cor branca, com 73,2% e 50,8% respectivamente.

Tabela 5 – Beneficiários do PBF, na área rural, distribuídos por cor, Grandes Regiões e Brasil, 2019

Cor	Norte	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro-Oeste	Brasil
Branca	11,5%	19,0%	30,1%	58,2%	24,7%	20,1%
Preto	7,1%	10,2%	12,2%	4,3%	10,1%	9,6%
Amarela	0,6%	0,4%	0,1%	0,7%	0,1%	0,4%
Parda	78,7%	70,0%	57,3%	36,8%	63,0%	69,2%
Indígena	2,1%	0,4%	0,2%	0,0%	2,1%	0,8%
Total	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%

Fonte: Elaboração própria com os dados da PNADC (2019).

Os resultados de Camargo et al. (2013), em um estudo sobre o perfil dos beneficiários do PBF em 2013, mostram que 66,7% desses beneficiários são da cor parda, 24,8% da cor branca e 7,0% da cor preta. Apesar de os resultados não estarem separados por situação censitária, observa-se que há uma tendência semelhante à Tabela 4, em que a maioria dos beneficiários são caracterizados pela cor parda. Já os dados da PNADC, em uma análise para toda a população em 2019, mostram que 46,8% das pessoas foram classificadas como pardas, 42,7% como brancas e 9,4% como pretas (IBGE, 2019a).

Analisando a área urbana do Brasil, nota-se uma alta concentração de beneficiários classificados como pardos, com 62,1%, em seguida vem a cor branca, 24,8%, e preta, 12,0%. Esses percentuais são significativamente diferentes dos valores encontrados na população urbana total, ou seja, naquela composta pelos beneficiários e não beneficiários do PBF: cor parda, 44,9%, branca, 44,4%, e preta, 9,6%. Já o meio rural brasileiro apresenta uma concentração de beneficiários classificados como pardos, com 69,2%, seguida da cor branca, 20,1%, e preta, 9,6%. Em contraste, o número total de residentes do meio rural brasileiro é caracterizado pela cor parda, 58,6%, seguida da branca, 32,0%, e preta, 8,4%. Destaca-se que tanto na área urbana quanto na rural os beneficiários da cor parda e preta apresentam um número percentual superior ao total da população, o que significa dizer que o programa tem contribuído para a redução das desigualdades por cor.

A educação é um direito, e a família e o Estado têm o dever de garanti-la (BRASIL, 1996). No Brasil, o ensino fundamental obrigatório tem duração de 9 anos, e a vida escolar inicia-se aos 6 anos de idade (BRASIL, 2006). As Tabelas 6 e 7 apresentam os dados relacionados ao grupamento de anos de estudo dos beneficiários do PBF com 14 anos ou mais de idade. Foi escolhido analisar as pessoas que têm a partir de 14 anos, pois essa é a idade prevista para finalizar o ensino fundamental.

Tabela 6 – Beneficiários do PBF, de 14 anos ou mais de idade, na área urbana, distribuídos por grupos de anos de estudo, Grandes Regiões e Brasil, 2019

Grupos de ano de estudo	Norte	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro-Oeste	Brasil
Sem instrução/menos de 1 anos	4,4%	8,0%	3,5%	4,0%	4,2%	5,8%
1 a 4 anos	10,3%	12,4%	8,9%	8,8%	8,4%	10,7%
5 a 8 anos	27,0%	30,7%	30,4%	38,8%	31,3%	30,6%
9 a 11 anos	23,8%	21,1%	27,8%	27,8%	25,7%	23,9%
12 a 15 anos	31,4%	26,3%	28,0%	19,6%	28,5%	27,2%
16 anos ou mais	3,2%	1,5%	1,4%	1,1%	1,9%	1,7%
Total	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%

Fonte: Elaboração própria com os dados da PNADC (2019).

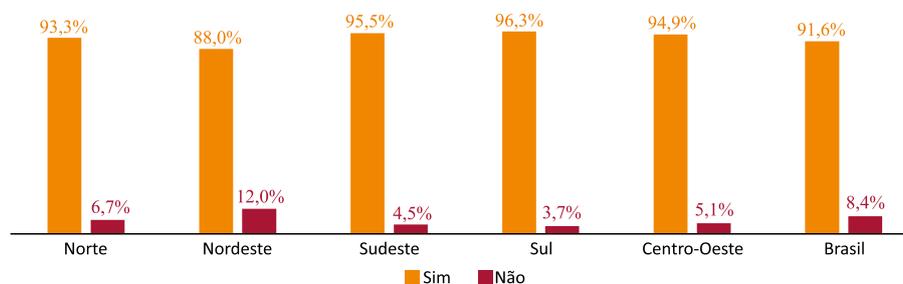
Tabela 7 – Beneficiários do PBF, de 14 anos ou mais de idade, na área rural, distribuídos por grupos de anos de estudo, Grandes Regiões e Brasil, 2019

Grupos de ano de estudo	Norte	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro-Oeste	Brasil
Sem instrução/menos de 1 anos	7,3%	11,6%	5,0%	3,6%	5,2%	9,7%
1 a 4 anos	18,0%	19,1%	18,4%	15,0%	16,5%	18,6%
5 a 8 anos	37,1%	31,0%	37,8%	44,1%	36,1%	33,4%
9 a 11 anos	20,8%	19,9%	21,4%	25,2%	24,4%	20,5%
12 a 15 anos	15,6%	17,6%	16,9%	11,6%	17,3%	17,0%
16 anos ou mais	1,2%	0,7%	0,5%	0,4%	0,5%	0,7%
Total	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%

Fonte: Elaboração própria com os dados da PNADC (2019).

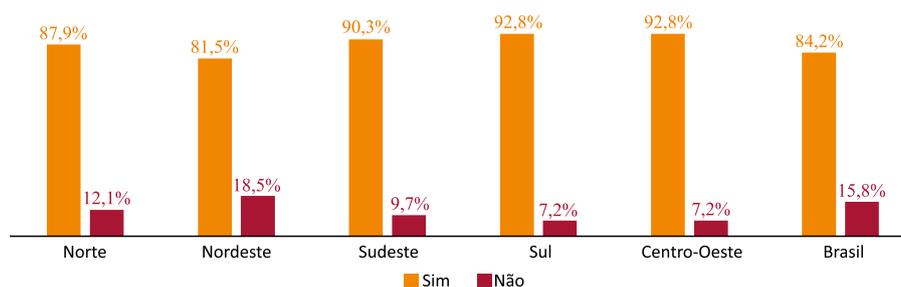
Analisando o meio urbano brasileiro, nota-se que 30,6% dos beneficiários têm de 5 a 8 anos de estudo; 27,2%, de 12 a 15 anos de estudo; e 23,9%, de 9 a 11 anos de estudo. Apenas 1,7% dos beneficiários têm 16 anos ou mais de estudo. Em relação ao meio rural brasileiro, destaca-se que 33,4% dos beneficiários têm de 5 a 8 anos de estudo, 20,5% têm de 9 a 11 anos de estudo, e 18,6% têm de 1 a 4 anos de estudo. Apenas 0,7% desses beneficiários têm 16 anos ou mais de estudo. Os Gráficos 3 e 4 apresentam o percentual de beneficiários do PBF, de 14 anos ou mais de idade, no meio urbano e rural, que sabem ler e escrever.

Gráfico 3 – Beneficiários do PBF, de 14 anos ou mais de idade, no meio urbano, que sabem ler e escrever, por Grandes Regiões e Brasil, 2019



Fonte: Elaboração própria com os dados da PNADC (2019).

Gráfico 4 – Beneficiários do PBF, de 14 anos ou mais de idade, no meio rural, que sabem ler e escrever, por Grandes Regiões e Brasil, 2019



Fonte: Elaboração própria com os dados da PNADC (2019).

Analisando o meio urbano, nota-se que no Nordeste 12,0% dos beneficiários não sabem ler e escrever, o que supera o percentual do Brasil, que é igual a 8,4%. O Norte apresenta a segunda maior concentração de beneficiários que não sabem ler e escrever, com 6,7%, seguido do Centro-Oeste, com 5,1%. O meio rural apresenta uma realidade muito pior, em que 18,5% dos beneficiários do Nordeste não sabem ler e escrever, seguido do Norte, com 12,1%, e Sudeste, com 9,7%. Em relação ao Brasil rural, 15,8% dos beneficiários não sabem ler e escrever. Para complementar esses resultados, as Tabelas 8 e 9 apresentam os beneficiários do PBF, de 14 anos ou mais de idade, no meio urbano e rural, distribuídos por grau de escolaridade mais elevado que frequentaram.

Ao serem questionados sobre o curso mais elevado que frequentaram, a maioria dos beneficiários do PBF, residentes do meio urbano, responderam “regular do ensino fundamental ou do 1º grau” e “regular do ensino médio ou do 2º grau”, situação que ocorre em todas as regiões. É importante enfatizar que declarar que frequentou o ensino fundamental, ou outro nível de instrução, não é o mesmo que dizer que tem ensino fundamental completo, já que a PNADC não faz a separação de ensino incompleto e completo. Em relação à Região Sul, nota-se que 53,8% dos beneficiários frequentaram o ensino fundamental, e 28,5% frequentaram o ensino médio. Nas outras regiões, os percentuais de beneficiários que frequentaram o ensino fundamental ou o ensino médio se aproximam, sendo 39,1% e 43,4% no Norte; 46,7% e 38,9% no Nordeste; 43,8% e 40,8% no Sudeste; e 40,5% e 43,0% no Centro-Oeste, respectivamente. Em relação ao ensino superior, todas as regiões apresentam percentuais muito baixos; o mais elevado é o da Região Norte, com 4,7%. Ao se analisar graus de escolaridade mais elevados como mestrado e doutorado, esse percentual é igual a 0,0%. A área urbana do Brasil registra 44,9% de beneficiários do PBF com frequência no ensino fundamental, 39,7% no ensino médio e 5,2% no elementar.

Tabela 8 – Beneficiários do PBF, de 14 anos ou mais de idade, no meio urbano, distribuídos por grau de escolaridade mais elevado que frequentaram e Grandes Regiões, 2019

Qual foi o curso mais elevado que frequentou anteriormente?	Norte	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro-Oeste	Brasil
Pré-escola	0,3%	0,3%	0,1%	0,1%	0,6%	0,3%
Classe de alfabetização - CA	0,9%	3,1%	0,5%	0,3%	0,4%	1,7%
Alfabetização de jovens e adultos	0,5%	0,7%	0,2%	0,4%	0,1%	0,5%
Antigo primário (elementar)	4,9%	4,4%	5,9%	8,1%	5,2%	5,2%
Antigo ginásio (médio 1º ciclo)	0,4%	0,3%	0,7%	0,7%	0,5%	0,5%
Regular do ensino fundamental ou do 1º grau	39,1%	46,7%	43,8%	53,8%	40,5%	44,9%
Educação de jovens e adultos (EJA) ou supletivo	2,4%	1,7%	1,8%	2,2%	2,3%	1,9%
Antigo científico, clássico, etc. (médio 2º ciclo)	0,2%	0,2%	0,3%	0,2%	0,1%	0,2%

Qual foi o curso mais elevado que frequentou anteriormente?	Norte	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro-Oeste	Brasil
Regular do ensino médio ou do 2º grau	43,4%	38,9%	40,8%	28,5%	43,0%	39,7%
Educação de jovens e adulto (EJA) ou supletivo do 2º grau	2,7%	0,9%	2,1%	3,5%	2,4%	1,7%
Superior - graduação	4,7%	2,3%	3,5%	1,8%	4,6%	3,1%
Especialização de nível superior	0,5%	0,3%	0,3%	0,4%	0,3%	0,3%
Mestrado	0,1%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
Doutorado	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
Total	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%

Fonte: Elaboração própria com os dados da PNADC (2019).

Tabela 9 – Beneficiários do PBF, de 14 anos ou mais de idade, no meio rural, distribuídos por grau de escolaridade mais elevado que frequentaram e Grandes Regiões, 2019

Qual foi o curso mais elevado que frequentou anteriormente?	Norte	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro-Oeste	Brasil
Pré-escola	0,1%	0,6%	0,0%	0,0%	0,6%	0,4%
Classe de alfabetização - CA	1,8%	5,4%	0,3%	0,4%	0,8%	3,9%
Alfabetização de jovens e adultos	0,7%	1,5%	1,0%	0,2%	0,4%	1,2%
Antigo primário (elementar)	5,5%	5,5%	6,9%	10,2%	10,5%	5,9%
Antigo ginásio (médio 1º ciclo)	0,3%	0,2%	0,2%	0,1%	0,5%	0,2%
Regular do ensino fundamental ou do 1º grau	60,1%	53,9%	62,2%	65,0%	52,0%	56,2%
Educação de jovens e adultos (EJA) ou supletivo do 1º grau	2,6%	2,0%	1,2%	2,0%	1,9%	2,0%
Antigo científico, clássico, etc. (médio 2º ciclo)	0,0%	0,0%	0,0%	0,1%	0,3%	0,0%
Regular do ensino médio ou do 2º grau	25,8%	29,0%	26,2%	19,9%	28,4%	27,8%
Educação de jovens e adulto (EJA) ou supletivo do 2º grau	1,1%	0,8%	1,2%	1,0%	2,4%	0,9%
Superior - graduação	1,8%	1,0%	0,7%	0,9%	2,1%	1,1%
Especialização de nível superior	0,1%	0,1%	0,0%	0,0%	0,2%	0,1%
Mestrado	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
Total	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%

Fonte: Elaboração própria com os dados da PNADC (2019).

O meio rural tem uma alta concentração de beneficiários que frequentaram o ensino fundamental em todas as regiões (Tabela 9). Em relação à Região Sul, nota-se que 65,0% dos beneficiários frequentaram o ensino fundamental, e 19,9%, o ensino médio. Nas outras regiões, também há uma alta concentração de beneficiários que cursaram o ensino fundamental: Norte com 60,1%; Nordeste com 53,9%; Sudeste com 62,2%; e Centro-Oeste com 52,0%. Em relação ao ensino superior, ocorre uma situação ainda pior, com poucos beneficiários que alcançaram esse grau. Também não há beneficiários que tenham frequentado o mestrado ou doutorado. A área rural do Brasil registra 56,2% de beneficiários do PBF com frequência no ensino fundamental, 27,8% no ensino médio e 5,9% no elementar.

Ao analisarem os beneficiários do PBF, de 25 anos ou mais de idade, Camargo et al. (2013) mostram que 53,5% têm o ensino fundamental incompleto, 15,5% se declararam sem instrução e apenas 10,2% têm o ensino médio completo, o que significa dizer que 69,0% dos beneficiários, em março de 2013, nem mesmo tinham o ensino fundamental completo. Analisando toda a população brasileira, de beneficiários e não beneficiários, nota-se que 32,2% das pessoas têm ensino funda-

mental incompleto, 27,4% têm ensino médio completo, e 17,4% têm o ensino superior completo (IBGE, 2019b). Já a taxa de analfabetismo é igual a 6,6% no Brasil, e a Região Nordeste apresenta a maior taxa entre as regiões, com valor igual a 13,9% (IBGE, 2019b).

Os resultados apresentam uma prevalência dos beneficiários no ensino fundamental, o que mostra a importância da condicionalidade do Bolsa Família com relação à educação para romper com esse ciclo. Os benefícios voltados para as famílias com crianças e adolescentes incentivam a permanência dessas crianças nas escolas e trazem a possibilidade de elas alcançarem graus de escolaridade mais elevados que os seus pais. Sem dúvida, romper com esse ciclo se faz necessário para que a saída da pobreza e extrema pobreza seja permanente. O Brasil teve grandes avanços na educação básica, mas o ensino médio e a defasagem idade-série ainda são grandes desafios a serem superados.

Para compreender o tamanho das famílias beneficiadas pelo programa, as Tabelas 10 e 11 apresentam o número de pessoas que residem no mesmo domicílio de um titular do PBF, na área urbana. É importante destacar que a PNADC assume a possibilidade de pessoas que não tenham parentesco residindo no mesmo domicílio, seja para dividir despesas, seja por outros motivos. Em todo caso, foi detectado que em apenas uma pequena parcela da amostra isso ocorre, o que não afeta de forma significativa o resultado.

Tabela 10 – Quantidade de pessoas que residem no mesmo domicílio de um titular do PBF, na área urbana, distribuídas por Grandes Regiões, 2019

Números de pessoas	Norte	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro-Oeste	Brasil
1	2,2%	4,6%	6,0%	4,4%	2,3%	4,6%
2	9,2%	15,6%	11,7%	10,6%	8,6%	13,0%
3	22,7%	27,7%	25,4%	26,1%	27,4%	26,3%
4	26,1%	26,2%	27,0%	27,5%	28,0%	26,6%
5	17,1%	15,1%	15,8%	16,8%	18,2%	15,9%
6	9,2%	5,8%	8,1%	8,4%	8,9%	7,2%
7	6,2%	2,9%	3,1%	4,0%	2,9%	3,4%
8 ou mais	6,8%	2,1%	2,9%	2,2%	3,8%	3,0%
Total	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%

Fonte: Elaboração própria com os dados da PNADC (2019).

Na área urbana, os resultados mostram uma alta concentração de domicílios com 4, 3 e 5 pessoas, contando com o titular. As regiões apresentam uma concentração relativamente próxima. Analisando os domicílios com 4 pessoas, o Centro-Oeste se destaca com 28,0%, seguido do Sul com 27,5%. As outras regiões apresentam valores próximos: Sudeste com 27,0%, Nordeste com 26,2% e Norte com 26,1%. Em relação aos domicílios com 3 pessoas, o Nordeste se destaca com 27,7%, seguido do Centro-Oeste com 27,4%. Mais uma vez as outras regiões apresentam valores próximos: Sul com 26,1%, Sudeste com 25,4% e Norte com 22,7%. A partir de 5 pessoas, o número de domicílios começa a diminuir.

Tabela 11 – Quantidade de pessoas que residem no mesmo domicílio de um titular do PBF, na área rural, distribuídas por Grandes Regiões, 2019

Números de pessoas	Norte	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro-Oeste	Brasil
1	1,0%	4,2%	4,0%	4,2%	2,3%	3,6%
2	9,0%	14,2%	13,9%	9,3%	11,8%	13,1%
3	21,0%	27,6%	25,6%	31,0%	23,9%	26,1%
4	26,2%	26,6%	28,7%	29,4%	30,2%	26,9%
5	18,1%	15,1%	15,4%	14,7%	17,8%	15,7%

Números de pessoas	Norte	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro-Oeste	Brasil
6	10,6%	6,4%	7,8%	8,4%	9,6%	7,4%
7	6,2%	3,2%	2,8%	1,8%	2,8%	3,6%
8 ou mais	7,9%	2,8%	1,8%	1,2%	1,6%	3,5%
Total	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%

Fonte: Elaboração própria com os dados da PNADC (2019).

A área rural apresenta o mesmo padrão da urbana com alta concentração de domicílios com 4, 3 e 5 pessoas. Contudo as regiões apresentam proporções menos próximas, principalmente em relação aos domicílios com 3 pessoas. Analisando os domicílios com 4 pessoas, mais uma vez o Centro-Oeste se destaca com 30,2%, seguido do Sul com 29,4%, e as outras regiões apresentam os seguintes valores: Sudeste, 28,7%; Nordeste, 26,6%; e Norte, 26,2%. Já nos domicílios com 3 pessoas, o Sul se destaca com 31,0%, seguido do Nordeste com 27,6%, e a proporção nas outras regiões é igual a 25,6% no Sudeste, 23,9% no Centro-Oeste e 21,0% no Norte. A partir de 5 pessoas o número de domicílios começa a diminuir. É interessante destacar que há mais domicílios com 1 pessoa do que com 8 pessoas ou mais, tanto na área urbana quanto na rural. O número médio de beneficiários por domicílio, no Brasil, é 3,97, valor esperado já que a maior concentração se encontra em domicílios com 4 pessoas.

Há um limite em analisar apenas o ano de 2019, pois impossibilita compreender se ao longo do tempo essas famílias têm crescido. Esse tipo de análise é importante principalmente por conta do mito de que beneficiários do PBF tenderiam a ter mais filhos para receberem mais benefícios variáveis. Embora haja um limite, pode-se fazer uma breve análise a partir do valor total que um domicílio pode acumular de benefícios. Um titular do PBF, por exemplo, pode receber até 5 benefícios variáveis, relacionado as gestantes, nutrizes, crianças e adolescentes de até 15 anos, e 2 benefícios voltados para os adolescentes de 16 e 17 anos. O que significa dizer que uma família, considerada pobre ou extremamente pobre, pode ganhar até 7 benefícios, que totalizariam R\$ 259,00. Os dados indicam que aproximadamente 7% dos domicílios, tanto na área urbana quanto na rural, contam com 7 pessoas ou mais residindo em um mesmo domicílio, ou seja, uma proporção baixa em comparação com os domicílios com 3 e 4 pessoas. Acredita-se que o valor do benefício não é alto o suficiente para gerar nessas famílias o desejo de ter mais filhos. Pelo contrário, superar a pobreza e a extrema pobreza de forma permanente através de trabalhos formais e capacitação seria mais atrativo.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O Programa Bolsa Família (PBF) se consolidou como a principal política de transferência de renda com condicionalidade no Brasil. Desde sua criação, milhares de pessoas superaram sua condição de extrema pobreza e pobreza. Compreendendo a importância do programa, o artigo buscou traçar um perfil dos beneficiários através dos dados da PNAD Contínua de 2019.

A partir de 2012, a PNAD Contínua passou a contemplar informações específicas sobre os beneficiários do PBF e valores do benefício recebido, mostrando um grande avanço em comparação à PNAD anual, que teve sua última edição em 2015. Apesar de o número total de beneficiários estar subestimado na pesquisa, os resultados mostraram que os dados sobre seu perfil socioeconômico estão de acordo com estudos recentes que usaram outras metodologias e bancos de dados. Embora existam limites, a PNAD Contínua pode contribuir para estudos mais recentes relacionados ao PBF, possibilitando a compreensão da evolução do programa ao longo dos anos, bem como os desafios ainda existentes.

Os resultados mostram que o Nordeste concentra 51,5% dos beneficiários de todo o País. Enquanto o Sudeste, que tem a segunda maior concentração de beneficiários, concentra 22,2%. A alta concentração no Nordeste mostra que há uma focalização dos benefícios nessa região, con-

siderada uma das mais pobres do Brasil. Outro destaque é que 68,8% dos beneficiários residem nas áreas urbanas.

Em relação ao sexo dos titulares do programa, há uma alta concentração de titulares mulheres tanto no meio urbano, 91,9%, quanto no rural, 89,9%. A mulher passa a ter participação nas decisões financeiras da família a partir do momento que é responsável pelo recebimento do benefício. Além disso, há um ganho de autonomia financeira. Sobre a cor dos beneficiários, no meio urbano, há uma alta concentração de pardos, com 62,1%, em seguida a cor branca, com 24,8%, e preta, com 12,0%. Já no rural, a maior proporção se encontra na cor branca, com 45,2%, seguida da cor parda, com 44,3%, e preta, com 9,5%. É provável que o benefício contribua para a redução das desigualdades por cor, já que o número percentual de beneficiários da cor parda e preta superam o total da população.

Em relação à escolaridade das pessoas com 14 anos ou mais de idade, os dados mostram que 30,6% dos beneficiários da área urbana, têm de 5 a 8 anos de estudos, e 27,2% têm de 12 a 15 anos. No rural, 33,4% dos beneficiários têm de 5 a 8 anos de estudo, e 20,5% têm de 9 a 11 anos de estudo. Na área urbana do Brasil, 91,6% dos beneficiários sabem ler e escrever, já na rural 84,2% dos beneficiários sabem ler e escrever. Sobre o maior nível de escolaridade que frequentaram, os resultados mostram que 44,9% dos beneficiários do meio urbano tiveram frequência no ensino fundamental, 39,7% no ensino médio e 5,2% no elementar. Já na área rural, 56,2% dos beneficiários tiveram frequência no ensino fundamental, 27,8% no ensino médio e 5,9% no elementar.

Os resultados mostram que o número médio de beneficiários por domicílio no País é igual a 3,97. Como o valor do benefício é baixo, provavelmente não há um incentivo para as famílias terem mais filhos com o intuito de receberem mais auxílio do governo. Nota-se, assim, que compreender o perfil dos beneficiários do PBF por meio de dados recentes permite a elaboração de políticas sociais que levam em consideração suas principais características. Analisar as diferenças regionais e comparar o meio urbano com o rural possibilitam o entendimento dos maiores desafios existentes em cada situação censitária.

REFERÊNCIAS

ARAÚJO, F. R. de et al. Distribuição espacial do desempenho do Programa Bolsa Família: um estudo à luz do IGD-M. **Revista de Ciências Sociais**, v. 61, n. 3, p. 773-806, 2018.

BARTHOLO, L.; PASSOS, L.; FONTOURA, N. **Bolsa família, autonomia feminina equidade de gênero: o que indicam as pesquisas nacionais?** Rio de Janeiro: IPEA, 2017. 32 p. (Texto para discussão, n. 2331)

BRASIL. **Decreto nº 9.396, de 30 de maio de 2018**. Altera o Decreto nº 5.209, de 17 de setembro de 2004, e o Decreto nº 7.492, de 2 de junho de 2011, para reajustar valores referenciais de caracterização das situações de pobreza e de extrema pobreza e os de benefícios do Programa Bolsa Família. Brasília, DF: Presidência da República, [2018]. Disponível em: http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_ato2015-2018/2018/decreto/D9396.htm. Acesso em: 27 maio 2021.

BRASIL. **Lei nº 11.692, de 10 de junho de 2008**. Dispõe sobre o Programa Nacional de Inclusão de Jovens – Projovem, instituído pela Lei no 11.129, de 30 de junho de 2005; altera a Lei no 10.836, de 9 de janeiro de 2004; revoga dispositivos das Leis nº 9.608, de 18 de fevereiro de 1998, 10.748, de 22 de outubro de 2003, 10.940, de 27 de agosto de 2004, 11.129, de 30 de junho de 2005, e 11.180, de 23 de setembro de 2005; e dá outras providências. Brasília,

DF: Presidência da República, [2008]. Disponível em: http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_ato2007-2010/2008/lei/l11692.htm. Acesso em: 27 maio 2021.

BRASIL. **Lei nº 11.274, de 6 de fevereiro de 2006**. Altera a redação dos arts. 29, 30, 32 e 87 da Lei nº 9.394, de 20 de dezembro de 1996, que estabelece as diretrizes e bases da educação nacional, dispondo sobre a duração de 9 (nove) anos para o ensino fundamental, com matrícula obrigatória a partir dos 6 (seis) anos de idade. Brasília, DF: Presidência da República, [2006]. Disponível em: http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_Ato2004-2006/2006/Lei/L11274.htm#art3. Acesso em: 20 jun. 2021.

BRASIL. **Decreto nº 5.209, de 17 de setembro de 2004a**. Regulamenta a Lei nº 10.836, de 9 de janeiro de 2004, que cria o Programa Bolsa Família, e dá outras providências. Brasília, DF: Presidência da República, [2004]. Disponível em: http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_ato2004-2006/2004/decreto/d5209.htm. Acesso em: 27 maio 2021.

BRASIL. **Lei nº 10.836, de 9 de janeiro de 2004b**. Cria o Programa Bolsa Família e dá outras providências. Brasília, DF: Presidência da República, [2004]. Disponível em: http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_Ato2004-2006/2004/Lei/L10.836.htm. Acesso em: 27 de maio de 2021.

BRASIL. **Medida Provisória nº 132, de 20 de outubro de 2003**. Cria o Programa Bolsa Família e dá outras providências. Brasília, DF: Presidência da República, [2003]. Disponível em: http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/MPV/Antigas_2003/132.htm. Acesso em: 27 maio 2021.

BRASIL. **Decreto nº 3.877, de 24 de Julho de 2001**. Institui o Cadastramento Único para Programas Sociais do Governo Federal. Brasília, DF: Presidência da República, [2001]. Disponível em: <http://www2.camara.leg.br/legin/fed/decret/2001/decreto-3877-24-julho-2001-332172-publicacaooriginal-1-pe.html>. Acesso em: 27 maio 2021.

BRASIL. **Lei nº 9.394, de 20 de dezembro de 1996**. Estabelece as diretrizes e bases da educação nacional. Brasília, DF: Presidência da República, [1996]. Disponível em: www.planalto.gov.br/ccivil_03/LEIS/L9394.htm. Acesso em: 20 jun. 2021.

CAMARGO, C. F. et al. Perfil socioeconômico dos beneficiários do Programa Bolsa Família: o que o Cadastro Único Revela? *In*: CAMPELLO, T.; NERI, M. C. (orgs.). **Programa Bolsa Família: uma década de inclusão e cidadania**. Brasília: IPEA, p. 157-177, 2013.

CAMPELLO, T. Uma década derrubando mitos e superando expectativas. *In*: CAMPELLO, T.; NERI, M. C. (orgs.). **Programa Bolsa Família: uma década de inclusão e cidadania**. Brasília: IPEA, p. 15-24, 2013.

FURTADO, C. **Formação Econômica do Brasil**. 34.ed. São Paulo: Companhia das Letras, 2007. 351 p.

GAMA, M. L.; BARACHO, H. U. A formação da desigualdade regional, suas premissas e a questão do Nordeste brasileiro. **Revista Direito e Desenvolvimento**, v. 5, n. 10, p. 235-254, 2014.

GOVERNO DO BRASIL. **Bolsa Família atende 14,283 milhões de famílias no mês de junho**. Disponível em: <https://www.gov.br/pt-br/noticias/assistencia-social/2020/07/bolsa-familia-atende-14-283-milhoes-de-familias-no-mes-de-junho>. Acesso em: 06 out. 2021.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua: notas técnicas, 2020**. Disponível em: https://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/livros/liv101733_notas_tecnicas.pdf. Acesso em: 5 maio 2021.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Síntese de indicadores sociais**: uma análise das condições de vida da população brasileira, 2019a. Disponível em: <https://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/livros/liv101678.pdf>. Acesso em: 25 jun. 2021.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Conheça o Brasil - População**: educação, 2019b. Disponível em: <https://educa.ibge.gov.br/jovens/conheca-o-brasil/populacao/18317-educacao.html>. Acesso em: 25 jun. 2021.

JANNUZZI, P. de M.; PINTO, A. R. Bolsa Família e seus impactos nas condições de vida da população brasileira: uma síntese dos principais achados da Pesquisa de Avaliação de Impacto do Bolsa Família II. In: CAMPELLO, T.; NERI, M. C. (orgs.). **Programa Bolsa Família: uma década de inclusão e cidadania**. Brasília: IPEA, p. 179-192, 2013.

LAVINAS, L.; COBO, B.; VEIGA, A. Bolsa Família: impacto das transferências de renda sobre a autonomia das mulheres pobres e as relações de gênero. **Revista Latinoamericana de Población**, ano 6, n. 10, p. 31-56, jan./jun. 2012.

LEÃO RÊGO, W. D.; PINZANI, A. Liberdade, dinheiro e autonomia: o caso do programa Bolsa família. In: CAMPELLO, T.; NERI, M. C. (orgs.). **Programa Bolsa Família: uma década de inclusão e cidadania**. Brasília: IPEA, p. 359-366, 2013.

PEREIRA, J. M. D. **Manual de Economia Brasileira**: da formação econômica à economia contemporânea. Santa Maria: Editora UFSM, 2016. 242 p.

SECRETARIA DE GOVERNO. **Brasil Sem Miséria, 2013**. Disponível em: <http://www.secretariadegoverno.gov.br/iniciativas/internacional/fsm/eixos/inclusao-social/brasil-sem-miseria>. Acesso em: 27 maio 2021.

SENARC – SECRETARIA NACIONAL DE RENDA DE CIDADANIA. **Pagamento do Bolsa Família começa nesta sexta-feira, dia 16**. Disponível em: http://www.mds.gov.br/webarquivos/sala_de_imprensa/boletins/boletim_bolsa_familia/2018/marco/15032018_boletim_BFInforma.html. Acesso em: 27 maio 2021.

SILVA, M. O. da S. e; YAZBEK, M. C.; GIOVANNI, G. di. **A política social brasileira no século XXI**: a prevalência dos programas de transferência de renda. 2. ed. São Paulo: Cortez, 2006. 223 p.

SOUZA, P. H. G. F. de et al. **Os efeitos do Programa Bolsa Família sobre a pobreza e a desigualdade**: um balanço dos primeiros quinze anos. Rio de Janeiro: IPEA, 2019. 38 p. (Texto para Discussão, n. 2499).

DIFERENCIAL DE SALÁRIOS NO EMPREGO JUVENIL DA REGIÃO NORDESTE: HÁ VIÉS DE SELEÇÃO DE GÊNERO E RAÇA SETORIALMENTE?

Wages differential in youth employment in the Northeast region: Is there a gender and race selection bias by sector?

Angel dos Santos Fachinelli Ferrarini

Doutora em Economia Aplicada pela Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz (ESALQ/USP). Professora na Universidade Federal de Rondonópolis (UFR). angel.ferrarini@ufr.edu.br

Kelly Cardoso Faro

Doutora em Ciências Econômicas pela Universidade Federal de Uberlândia. Professora na Universidade Federal de Rondonópolis (UFR). kelly.faro@ufr.edu.br

Resumo: O objetivo geral deste estudo é apresentar o diferencial de salário entre jovens nordestinos em quatro grandes setores, a saber: indústria, comércio, serviços e atividades domésticas, para verificar o possível viés de seleção de gênero e/ou raça nestes. Para tal, os microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNADC), para o ano de 2019, são utilizados através de um modelo *probit* corrigido pelo método de seleção de Heckman (1979) e decomposição salarial de Oaxaca-Blinder (1973). Os dados apresentam elevada informalidade no público jovem, reduzido nível salarial com diferenças entre as atividades, sendo o emprego doméstico o de menor taxa de formalidade, e o setor de serviços o de maior escolaridade e rendimentos. Os resultados empíricos, pelo modelo de Heckman, sugerem a existência de discriminação salarial dentro da atividade, com redução salarial no público feminino e de cor não branca no setor industrial e de serviços. A ampliação dessa desigualdade é vista na decomposição de Oaxaca-Blinder quando comparados mulheres e homens entre diferentes setores, com destaque para as comparações entre as atividades de indústria e serviços e entre atividades domésticas e serviços, sendo esta última a de maior amplitude na diferença salarial.

Palavras-chave: diferencial de salários; setor; Nordeste; PNADC.

Abstract: This study presents the salary differential among young people from the Northeast in four sectors, such as: industry, commerce, services and domestic to verify gender and/or race selection bias in these sectors. For such, microdata reported by National Continuous Household Sample Survey (PNADC) for 2019 are used through a Probit model corrected by the Heckman (1979) method and Oaxaca-Blinder (1973) wage decomposition. The results shown high informality in the young population, low salary levels with differences between activities. Besides, the domestic employment had the lowest formality rate and the service sector highest level of education and income. When Heckman model was using, the wage discrimination within the activity presents a reduction in wages among females and non-whites in the industrial and services sectors. The expansion of this inequality is seen in the Oaxaca-Blinder decomposition when comparing women and men between different sectors, with emphasis on the activities of industry and services; and services, the latter being the one with the greatest amplitude in the wage gap.

Keywords: wage differential; sector; northeast; PNADC

Jel Code: C10; J08; J16; J38

1 INTRODUÇÃO

O mercado de trabalho brasileiro tem a estrutura de rendimentos e de distribuição pautada pela assimetria de informação e caracterizada por um dos mais elevados graus de iniquidade no mundo. Tal composição de salários se reflete em desigualdade em termos de uma significativa incidência de pobreza e se apresenta de fundamental importância para o entendimento e avaliação da realidade social brasileira (NERI, 2019). Essa desigualdade salarial pode estar associada a possíveis discriminações no mercado de trabalho com relação a indivíduos igualmente produtivos alocados em um mesmo setor de atividade e região, mas que são remunerados de forma distinta dos demais indivíduos devido às características físicas, de gênero, de raça.

Sendo assim, os diferenciais de rendimento do trabalho podem estar associados às características inerentes à própria ocupação, como a produtividade e/ou qualificação do trabalhador (RAMOS; VIEIRA, 2001; LOUREIRO et al., 2011). No entanto, quando se trata de diferenças salariais que não podem ser atribuídas a esses fatores, mas sim às características pessoais dos trabalhadores, como gênero, etnia e idade, as discussões em torno da igualdade de oportunidades no mercado de trabalho ganham uma complexidade adicional, tornando essas características o foco central desta pesquisa. Nesses casos, a literatura teórica intitula o fenômeno como “discriminação salarial” para registrar as incidências de menores salários às mulheres e aos indivíduos não brancos, por exemplo (BECKER, 1957; ARROW, 2015 [1971]; SPENCE, 1973).

Essa problemática é tão consternadora ao mercado de trabalho nacional que, desde 2011, tramita no Congresso Nacional um projeto de Lei (Projeto de Lei da Câmara nº 130, de 2011) a fim de estabelecer multa para combater a diferença de remuneração verificada entre homens e mulheres no Brasil. Em fase de sanção presidencial, tal projeto de lei busca acrescentar um parágrafo à Consolidação das Leis do Trabalho (CLT) para determinar que caso o empregador considere o sexo, a idade, a cor ou situação familiar como variável determinante para fins de remuneração, treinamento ou ascensão profissional, ele terá que pagar multa para o empregado de até 5 (cinco) vezes a diferença verificada em todo o tempo de serviço prestado.

A preocupação do legislativo nacional denota que a discriminação salarial é prática comum por parte dos empregadores e reforça a importância desta presente pesquisa que, justamente, propõe um estudo empírico relevante por selecionar os jovens da Região Nordeste, como grupo etário e região geográfica com maiores vulnerabilidades de ingresso e permanência na força de trabalho.

Os estudos existentes têm se concentrado, principalmente, na desigualdade de rendimentos nacional e/ou regional, contemplando, em sua maioria, a população economicamente ativa (PEA) entre 15 e 60 anos, ignorando, por vezes, as realidades regionais e os diferentes grupos etários da PEA. Este estudo visa a preencher parte dessa lacuna ao propor a discussão para o público nordestino e jovem, como primeiro grupo de ingresso à PEA e tradicionalmente excluído no mercado de trabalho. Diante disso, o problema de pesquisa elencado segue o título do trabalho ao buscar resposta para a indagação: há viés de seleção de gênero e raça setorialmente no público jovem do Nordeste?

A hipótese é de viés de gênero e raça no mercado de trabalho setorial juvenil nordestino. Dessa forma, para obter tal resposta, o objetivo geral é de apresentar o diferencial de salário entre jovens nordestinos em quatro grandes setores, a saber: indústria, comércio, serviços e atividades domésticas, via decomposição do diferencial de salários, por gênero e raça, no emprego juvenil na Região Nordeste, tendo como base os microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNADC) para o ano de 2019 (ano pré-pandemia). A metodologia consiste em estimar a participação no mercado de trabalho juvenil através de um modelo *probit*, corrigido pelo modelo de seleção de Heckman (1979), a partir do qual se realiza a mensuração do diferencial de salário/rendimentos nas principais atividades produtivas na Região Nordeste. No entanto, o diferencial de salário/rendimentos juvenil é realizado por meio da decomposição de Oaxaca-Blinder (1973) com base nos estudos de Jann (2008).

A pesquisa é dividida em quatro seções, além desta breve introdução, sendo que a seguinte abarca a revisão de literatura empírica acerca do marco da desigualdade salarial por gênero, a chamada discriminação salarial. Ademais, na segunda seção também se apresenta um levantamento de pesquisas correlatas do enfoque regional e metodológico. Na terceira seção, o debate da inserção do jovem no mercado de trabalho e as medidas de política pública para abrandar a discriminação salarial desse grupo etário são apresentadas. A quarta seção destaca os pormenores da metodologia empírica utilizada e a base de dados, enquanto a última seção corresponde aos resultados do estudo econométrico e às discussões que repercutem. Por fim, são apresentados os comentários conclusivos.

2 DIFERENCIAL SALARIAL, POR GÊNERO E RAÇA, UM MARCO NA DESIGUALDADE DO MERCADO DE TRABALHO BRASILEIRO

O mercado de trabalho no Brasil é complexo e diversificado, apresentando variações significativas em termos de características regionais, desigualdades de gênero, particularidades produtivas e setoriais. Para compreender as disparidades salariais no mercado de trabalho, que nem sempre estão associadas à discriminação, teorias que exploram as diferenças nas capacidades e recursos dos agentes produtivos são consideradas na análise deste presente estudo.

Um enfoque relevante é a Teoria do Capital Humano, desenvolvida por Becker (1964) e Schultz (1973), que aborda a ideia de que os diferenciais salariais podem ser explicados pelas variações nas qualificações e habilidades dos trabalhadores. Além disso, surge a Teoria do Credencialismo, discutida por acadêmicos como Brown (1995), Bills (1988) e Bills e Wacker (2003). O Credencialismo destaca a valorização de profissionais com formação superior, ressaltando a influência de fatores culturais na percepção das competências adquiridas por meio da educação, da linguagem e das práticas, em contraste com as habilidades reais dos indivíduos.

Na Teoria da Segmentação do mercado de trabalho, a atenção se volta, em partes, para o tipo de ocupação a que o indivíduo é alocado, sendo a teoria utilizada na presente pesquisa, por abordar diferenças salariais por tipo de ocupação, o que permite, adequadamente, separar a característica da empregabilidade, como é discutido em Doeringer e Piore (1971) e Sorensen (1996). Quanto às discussões sobre os aspectos da discriminação salarial, os estudos seminais de Arrow (2015 [1971]) e de Becker (1957) embasam a presente pesquisa quanto às características físicas dos indivíduos.

No Brasil, Ramos e Vieira (2001) apresentam os diversos fatores que podem levar à existência de diferenciais de salário (como variações entre postos de trabalho, ou até dotações desiguais de qualificações) e afirmam que o mercado pode estar remunerando distintamente trabalhadores com base em atributos não produtivos (como cor e sexo). Nesses casos, ocorre discriminação no mercado de trabalho e este age como agente gerador de desigualdade ao remunerar diferenciadamente indivíduos que têm, a princípio, um mesmo potencial produtivo e que trabalham em postos de trabalho similares.

De forma empírica, Ramos e Vieira (2001) indicam que a variável cor foi a mais importante, em termos de contribuição bruta, na explicação da desigualdade salarial em sua pesquisa. Os autores explicam que os negros historicamente residem nas regiões geográficas mais pobres e, em média, ocupam postos de trabalho mais precários. Desse modo, fornecem respaldo para a tese do “racismo amigável”, na medida em que o diferencial de salários entre brancos e negros é determinado, em parte, pelas menores oportunidades de acesso destes últimos à educação e ao mercado de trabalho.

Cambota e Pontes (2007) atestam que a característica mais marcante do mercado de trabalho brasileiro é o diferencial de rendimentos por raça e gênero. Os autores concordam, em partes, com Ramos e Vieira (2001), quanto à afirmação de que as diferenças salariais podem também ser derivadas de fatores produtivos, como divergências na produtividade dos indivíduos ou quando envolvem níveis educacionais e experiência prévia como fatores preponderantes na composição

do rendimento, mas alegam que ainda são preponderantes salários inferiores a mulheres e não brancos em mesmas funções que homens brancos.

A sensibilidade dos salários em relação à escolaridade é bastante elevada no Brasil, todavia o que Cambota e Pontes (2007) enfatizam é a problemática da chamada discriminação salarial, que se apresenta quando indivíduos igualmente produtivos, alocados em posto de trabalho correspondentes, mas que recebem rendimentos distintos. Como as diferenças de gênero e raça, e nesta pesquisa incluímos também a faixa etária juvenil, são comumente relacionadas a tais distinções de proventos, os autores adotaram a expressão discriminação salarial. A pesquisa empírica semi-paramétrica dos autores, com base nos dados da PNAD de 2004, indicaram que a discriminação salarial é maior para o gênero feminino, avaliando as ocupações formais.

Guimarães (2002), ao analisar os dados das PNADs de 1989 e 1999, em perspectiva das mudanças na década, atesta que as desigualdades salariais mantêm padrões que distinguem os indivíduos por sexo e cor, sendo destinados os maiores rendimentos do trabalho aos homens autodeclarados brancos. Para a autora, os ambientes produtivos laborais são caracterizados pelo rendimento/hora podendo variar em função da pura e simples condição de sexo ou de cor do trabalhador, isto é, de fatores que desiguam as remunerações devido à clara “discriminação”, produzindo um efeito de segregação.

Desse modo, em perspectiva econômico-social, Guimarães (2002) observa a presença marcante de elos entre desigualdade, discriminação e intolerância nos ambientes de trabalho no Brasil. Alega que o padrão do mercado de trabalho brasileiro não avalia produtividade e não desenvolve competências, mas sim reproduz uma desigualdade étnico-social e de gênero que dita os menores salários às mulheres e aos não brancos.

Santos (2005) e Xavier e Tomás e Candian (2009) ao também estudarem, via diferentes metodologias empíricas (o primeiro, via distribuição condicional estimada pelo método de regressão quantílica, e o segundo, por estimação da distribuição marginal de rendimentos), as discrepâncias de rendimentos por gênero no mercado de trabalho brasileiro em diferentes anos, observam que salários menores eram atribuídos às características observáveis dos trabalhadores de sexo feminino e de cor autodeclarada não branca (negros e pardos). Desse modo, caracterizam tal segmentação de rendimento por esse motivo não produtivo como estrutura do mercado de trabalho brasileiro, problema que merece maiores estudos a fim de ser mais bem entendido e sanado. Quadros (2001), em pesquisa do panorama nacional da ocupação e desocupação entre os jovens brasileiros nos anos 1990, atestou que existem severos problemas na ocupação juvenil, afirmando ser esta precária, e que essa faixa etária é afetada mais intensamente pelas perdas de renda oriundas do trabalho.

Quadros (2004), a partir das PNADs de 1992 e 2002, examinou as estruturas ocupacionais por faixa de rendimento para verificar se nessas faixas haveria desigualdades de gênero e raça. O autor definiu cinco níveis salariais, sendo o limite superior acima de R\$ 2.500,00 reais por mês e o mínimo, ou chamado ínfimo, R\$ 250 por mês. Nas duas bases do IBGE, havia negros e mulheres nos estratos mais bem situados, o que revela que eles conseguem ingressar nesses níveis, porém são grupos minoritários, e suas condições salariais são distorcidas frente aos majoritários (homens brancos), com cerca de 15% em média de rendimentos menores. Já nos níveis intermediários e baixos, a distorção é menor do que 5%, ainda que exista, e a causa pode estar associada ao rendimento inadequado dessas faixas frente ao custo de vida. Dessa forma, o autor acrescenta ao debate que, além de a discriminação salarial ser um importante gargalo trabalhista nacional, as condições de acesso, por gênero, raça e idade, às ocupações mais bem remuneradas também devem ser questionadas.

Ademais, Quadros (2004) pondera que as diferenças nos níveis de rendimentos configuram-se nos perfis básicos, um masculino e outro feminino, que se diferenciam internamente em função da raça, com as mulheres negras sendo as mais penalizadas. O fenótipo cor no mercado de trabalho, para Quadros (2004), é crucialmente discriminador para os indivíduos não brancos.

Na mesma linha de argumentação, Camargo e Reis (2005) afirmam que o crescimento sistemático da taxa de desemprego aberto é, sim, mais acentuado para os trabalhadores mais jovens, notadamente para as faixas etárias de 18-20 e 21-23 anos. Ademais, sugerem que esse grupo etário está sempre em desvantagem frente aos demais, pela ausência de incentivos ao ingresso no setor produtivo; as remunerações são inferiores mesmo em funções iguais, pois os empregadores alegam estar oferecendo oportunidade de “aprendizado” e, por isso, distinguem salários. Além do mais, os jovens majoritariamente exercem ocupações da baixa classe média e dos operários, não se enquadrando em funções de alta remuneração.

Cabe destacar que a literatura empírica correlata também analisa o diferencial dos rendimentos entre homens e mulheres em termos regionais. A pesquisa de Margonato (2011), por exemplo, abarcando a formação do diferencial de salários femininos e por cor, segregando por setor de atividade econômica para a Região Sul do Brasil, a partir de dados da PNAD de 2002, 2005 e 2009, revelou que há desvantagens das mulheres negras e pardas quantos aos rendimentos auferidos no mercado de trabalho sulista, para todos os setores de atividade econômica. Ademais, Margonato (2011) destaca que o setor de atividades domésticas é o único que apresenta desvantagens de escolaridade para as mulheres da Região Sul, haja vista que para todos os demais setores a escolaridade tem influência positiva sobre o rendimento laboral feminino.

Pereira (2013), com metodologia análoga à da presente pesquisa, usando o modelo de Heckman e decomposição de Oaxaca-Blinder, analisa sete mesorregiões do Rio Grande do Sul por diferenças salariais de gênero e atesta que, apesar de apresentarem magnitudes variadas, há discriminação estatística contra as mulheres no estado e em todos os municípios analisados. O autor ainda pondera que embora as mulheres tenham, em média, um ano a mais de escolaridade que os homens naquele estado, tal magnitude não é revertida nos seus rendimentos.

A partir dessa discussão é que se insere o enfoque do presente estudo, ao avaliar se a faixa etária juvenil, no Nordeste, é afetada pelo fenômeno da discriminação salarial, haja vista que nessa fase da vida, para as mesmas áreas ocupacionais, há diferenças nos rendimentos, ou seja, se o processo de discriminação salarial começa cedo. Diante dessas discussões e apresentação de alguns estudos empíricos, ao longo dos anos 2000, a seção seguinte apresenta desafios da inserção do jovem no mercado de trabalho.

3 DESAFIOS DA INSERÇÃO DO JOVEM NO MERCADO DE TRABALHO BRASILEIRO

Apesar dos diferenciais de produtividade intrínsecos a cada indivíduo alocado no mercado de trabalho, a discriminação do trabalho juvenil, de gênero ou raça envolve outros aspectos que sugerem discussões sobre as razões de, por exemplo, a ocupação feminina se concentrar em determinados setores (notadamente de menor rendimento), ou de haver baixa concentração de mulheres em posições de maior relevância dentro das empresas (de maior rendimento). Além disso, o público juvenil, se dividido em subfaixas etárias, apresenta maior dificuldade de ascensão ao emprego formal em faixas mais novas de idade, apresentando também maior volatilidade de rendimento e empregabilidade.

Nesse sentido, os jovens se apresentam como a faixa etária da PEA mais expressiva em perda de renda do trabalho no quinquênio 2014-2019, de acordo com Neri (2019). A faixa etária de 15 a 29 anos teve aumento de 41,2% da desigualdade de renda em relação ao conjunto da população ativa brasileira. Em sua análise comparativa dos grupos sociais mais prejudicados na dinâmica laboral, Neri (2019) aponta que a perda de renda dos jovens superou a de grupos tradicionalmente excluídos, como os dos analfabetos, negros e moradores das Regiões Norte e Nordeste, cujas reduções de proventos foram duas vezes maiores que a da média geral, enquanto que entre os jovens a perda foi cinco vezes maior, ressaltando a gravidade da desigualdade de renda juvenil.

Silva e Vaz (2020) advogam que, para além da faixa etária, é importante considerar as diferentes vulnerabilidades dos jovens que estão sem trabalhar e sem estudar, a maioria mais pobres e na condição de cônjuges com filho, com fundamental incompleto e na Região Nordeste. Os pesquisadores do IPEA apontam que a proporção dos que não estudam nem trabalham subiu de 23,4% em 2014 para 26,2% em 2019, caracterizando essa geração como jovens “nem nem”. Silva e Vaz (2020) ainda argumentam que os jovens compõem um grande grupo heterogêneo, desde os “nem nem”, sem estudar e trabalhar, até os desempregados de curto e de longo prazo incluídos na força de trabalho e aqueles que estão excluídos, todos com importantes desigualdades de renda.

No entanto, Urco et al. (2019) ressaltam que a geração *Millennials* apresenta elevado percentual de pessoas no mercado de trabalho; essa geração é composta por indivíduos de 19 a 39 anos, o que engloba parte do grupo juvenil. Além disso, os autores reforçam que as características desse público o distinguem das demais gerações, e que a mudança cultural afeta a permanência no trabalho. A busca por desafios e preparação acadêmica são características dos *Millennials*, e a condição do trabalho condicionará a permanência deles na atividade.

Além disso, o IPEA (2021), em parceria com a OIT (Organização Internacional do Trabalho), apresentou estudos categorizando os jovens e sua dinâmica de inserção no mercado de trabalho brasileiro e, em perspectiva de evolução histórica, chama de tragédia juvenil o retrocesso recente do emprego dos jovens ocupando postos de pior qualidade (com baixa remuneração, baixa produtividade e ausência de proteção social), revelando tendência de pior trajetória futura.

Todavia, a análise do IPEA (2021) faz alguns apontamentos positivos, relativos à criação de política públicas voltadas a esse grupo etário, como o anúncio do governo federal do lançamento de um programa de redução de cerca de 30% de encargos trabalhistas do primeiro emprego para jovens de 18 a 29 anos. O Programa Verde e Amarelo¹ prevê a retirada e/ou redução de algumas obrigações patronais da folha de pagamento para gerar empregos entre jovens de 18 a 29 anos que nunca tiveram emprego formal.

De acordo com as premissas do programa, as empresas terão incentivos para contratar jovens por até dois anos, no limite de 20% do quadro de funcionários da empresa, com remunerações de até um salário mínimo e meio, sem precisar pagar a contribuição patronal para o Instituto Nacional do Seguro Social (de 20% sobre a folha). Ademais, a contribuição para o Fundo de Garantia do Tempo de Serviço (FGTS) cairá de 8% para 2%, e o valor da multa poderá ser reduzido de 40% para 20%. Para os jovens contratados nesse Programa, os direitos trabalhistas garantidos na Constituição, como férias e 13º salário, serão mantidos e poderão ser adiantados mensalmente. Para ter força de lei, a medida provisória (MP) deve ser votada no congresso em até 120 dias e prevê contratação de 500 mil jovens até 2022, sendo essa a política pública mais recente que busca a inserção do jovem no mercado de trabalho nacional.

Caruso e Posthuma (2020) discorrem que, na perspectiva dos jovens, a falta de experiência é uma barreira para a transição escola-empresa, por isso as políticas de juventude precisam conciliar educação geral e formação profissional para serem eficazes na inserção laboral dos jovens. No estudo deles sobre políticas públicas para a juventude em vários países, os principais instrumentos utilizados se traduzem em ampliar o grau de correspondência entre as qualificações adquiridas pelos jovens e as características das vagas oferecidas no mercado de trabalho.

Desse modo, Caruso e Posthuma (2020) afirmam que entrada e permanência dos jovens no mercado de trabalho se elevam quando a capacitação está alinhada às necessidades das empresas; os jovens têm apoio de serviços de emprego e são acompanhados por um período mais longo de tempo (superior a 12 meses) para que, assim, eles consigam adquirir competências e qualificações, e para reduzir progressiva e lentamente o gargalo estrutural do desemprego juvenil.

1 Nome dado à Medida Provisória (MP) nº 905/201, lançada em novembro de 2019, que determina a redução de encargos trabalhistas para fomentar a contratações de jovens no mercado de trabalho.

No entanto, o jovem novamente vai se defrontar com o tipo de empregabilidade fornecida na região de convívio, que poderá atender ou não às suas necessidades. Diante desse imbróglio, a seção a seguir apresenta a base de dados e a metodologia utilizada para ampliar a discussão para um recorte temporal (2019) regional e de público no mercado de trabalho.

4 METODOLOGIA E BASE DE DADOS

4.1 Base de dados

Segundo a Organização Pan-Americana da Saúde, Organização Mundial da Saúde (OPAS/OMS), juventude é uma categoria sociológica que representa um momento de preparação dos jovens para assumirem o papel de adulto na sociedade e abrange o período dos 15 aos 24 anos de idade. No Brasil, a atual Política Nacional de Juventude (PNJ), considera jovem todo cidadão (ã) de faixa etária entre os 15 e os 29 anos (SILVA; SILVA, 2011).

Posto isso, a base de dados utilizada é a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio Contínua (PNADC) relativa ao ano de 2019². O diferencial de rendimentos foi construído para jovens ocupados, com rendimentos positivos, com faixa etária entre 15 e 29 anos. Quanto à cor da pele (raça), definiram-se variáveis binárias para indivíduos brancos e não brancos (amarelos, negros e pardos).

Quanto ao gênero, definiram-se variáveis binárias para mulheres e homens. Quanto à formalidade, definiram-se variáveis binárias para formal e informal e se o indivíduo era chefe de família. Quatro faixas de escolaridade foram definidas, a saber: (i) de 0 a 4 anos de estudo, (ii) de 5 a 8 anos de estudo, (iii) de 9 a 11 anos de estudo e (iv) acima de 12 anos de estudo. A classe de rendimento de trabalho foi definida com base no salário mínimo de 2019.

As atividades foram selecionadas conforme a descrição no dicionário da PNADC para atividades do trabalho principal, que inclui, a saber: i) indústria, ii) comércio, iii) serviços e iv) domésticas. A atividade agricultura foi excluída da amostra diante do elevado nível de informalidade e reduzido quantitativo de jovens nessa atividade. As atividades mal definidas foram excluídas. A variável experiência foi atribuída ao tempo de serviço na atividade principal, sendo uma *proxy* para o tempo de experiência no emprego. A Tabela 1 apresenta a seleção de variáveis utilizadas conforme descrição em dicionário da PNADC.

Tabela 1 – Descrição das variáveis selecionadas na PNADC para o estudo

Código	Variável	Descrição
V2009	Idade	Seleção de faixa de idade
V4040	Experiência jovem	Tempo de serviço
UF	UF	Seleção regional (estados do Nordeste)
V2007	Gênero	Desagregação homem e mulher
V2010	Raça	Binárias para cor (branco e não branco)
VD3006	Escolaridade	Anos de estudo
V403312	Renda	Faixas de renda
V4039c	Horas	Horas de trabalho mensal
V2005	Condição na família	Seleção de chefe de família
VD4002	Condição na ocupação	Ocupados
VD4010	Atividade no trabalho principal	Agrupamentos por grupos de atividades selecionadas para o estudo (Indústria, Comércio, Serviços e Atividades domésticas)
VD4009	Posição na ocupação	Seleção de categorias para formal e informal

Fonte: Elaborado com base nos microdados da PNAD Contínua de 2019.

2 Não se considerou o ano de 2020 (ano da Pandemia de Covid-19), por se tratar de um ano atípico no mercado de trabalho. Além disso, o ano de 2019 marca, em tese, um processo de ascensão do mercado de trabalho, o primeiro ano de um novo governo e contempla dois anos da nova reforma trabalhista (Consolidação das Leis Trabalhistas de 2017).

As variáveis previamente apresentadas são utilizadas para traçar o perfil dos jovens ocupados no mercado de trabalho na Região Nordeste. A seleção das variáveis visa a identificar diferenças setoriais, de gênero e raça em duas simulações hipotéticas descritas via equações minceriana de rendimento e, posteriormente, a quantificação nos diferenciais salariais por meio da decomposição de Oaxaca-Blinder.

4.2 Modelo Econométrico

A equação minceriana é a base de uma vasta literatura sobre determinação de salários. Mincer (1974) evidenciou que o rendimento dos agentes econômicos individuais é dependente de fatores associados à escolaridade e à experiência, além de outros atributos que podem envolver a produtividade ou não. No entanto, Mincer (1974) descreve que a análise dos rendimentos, via características do capital humano, poderia subestimar o poder dessas características sobre o rendimento, e tal fato se justificaria pela falta de informação individual direta sobre os investimentos pós-escolaridade, o que implicava adicionar todos os indivíduos em um mesmo grupo. Além disso, com o tempo, outros autores identificaram problemas quanto à endogeneidade das informações e elasticidade da oferta de trabalho feminino (LEME; WAJNMAN, 2001).

Diante disso, Heckman (1979) propôs um modelo de duas equações, a saber: (i) uma equação incluindo as características pessoais dos indivíduos³ e (ii) uma equação referente aos rendimentos dos indivíduos que participam do mercado. Posto isso, a abordagem econométrica, aqui utilizada, consiste em um modelo probabilístico (*Probit*⁴) para uma função salário em relação às variáveis de capital humano. A equação é estimada para grandes setores de atividade econômica (comércio, serviços, indústria, atividades domésticas) em que os jovens estão efetivamente ocupados. No modelo, a variável dependente assume valor 0 se o jovem não trabalhou e valor 1 se o jovem trabalhou, e essas equações de seleção são definidas a partir da seleção amostral de Heckman (1979).

Sendo assim, o procedimento de correção da seletividade⁵ de Heckman (1979) pode ser descrito como segue:

$$L_i^* = \beta Z_i + u_i \quad (\text{Eq.1})$$

Em que L^* representa a participação da força de trabalho jovem; Z_i é o vetor das variáveis⁶ que determinam a participação dessa força no mercado de trabalho. No entanto, a variável L^* é não observável, sendo estimada da seguinte forma:

$$L_i = 1 \text{ se } L_i^* > 0 \quad (\text{Eq.2})$$

$$L_i = 0 \text{ se } L_i^* \leq 0 \quad (\text{Eq.3})$$

Esse modelo bivariado pode, também, ser consultado nos estudos de Cameron e Trivedi (2005), Margonato (2011) e Pereira (2013). Posto isso, a equação salarial é definida por:

3 As escolhas das características (variáveis) dependem do problema de pesquisa e do banco de dados utilizado.

4 Observa-se aqui a probabilidade de uma pessoa participar no mercado de trabalho, no intuito de corrigir o viés de seletividade amostral nas equações salariais.

5 Problema de viés de seleção pode surgir por haver autoseleção nos dados (indivíduos) ou erros amostrais na seleção dos dados pelos pesquisadores (HECKMAN, 1979).

6 Estimadas para todos os setores.

$$W_i = \theta X_i + v_i \quad (\text{Eq.4})$$

Em que X_i é o vetor das variáveis determinantes do salário, de modo que W só será observado quando L^* for maior que zero. Assume-se ainda que u_i e v_i possuem uma distribuição bivariada normal, com média zero, desvio-padrão σ_u e σ_v e correlação ρ , de forma que:

$$\begin{aligned} E(W_i | W_i \text{ observado}) &= E(W_i | L_i^* > 0) = E(W_i | u_i > -\beta Z_i) \\ &= \delta X_i + E(v_i | u_i > -\beta Z_i) \\ &= \delta X_i + \rho \sigma_v \lambda_i(\alpha_u) \end{aligned} \quad (\text{Eq.5})$$

Ao rearranjar a equação 5, que é uma função inversa de Mills, apresenta as estimativas consistentes para os parâmetros da equação de rendimentos, sendo descrita por:

$$\lambda_i(\alpha_u) = \frac{\phi\left(\frac{\beta Z_i}{\sigma_u}\right)}{\Phi\left(\frac{\beta Z_i}{\sigma_u}\right)} \quad (\text{Eq.6})$$

Na qual o ϕ representa a função de densidade de probabilidade, e Φ , a função distribuição cumulativa para uma distribuição normal. Em Heckman (1979), o inverso da razão de Mills obtém estimadores consistentes na equação de rendimentos e sem viés de seletividade amostral. Desse modo, as equações de rendimento estimadas para jovens nas atividades selecionadas via PNADC têm como variável dependente o log da razão entre o salário e a jornada de trabalho (salário/hora), variáveis estas utilizadas para mensurar os diferenciais de salários⁷ nos setores, sendo, portanto, descrito como:

$$\ln W = X' \beta + v \quad (\text{Eq.7})$$

Trata-se de um modelo semilog, em que W representa o salário mensal/hora de trabalho que a mulher recebe ($\ln W =$ logaritmo natural), β são os coeficientes a serem estimados e X corresponde às variáveis explicativas do modelo. O conjunto de variáveis em X são idade, idade ao quadrado, experiência, mulher, cor da pele não branca, chefe de família, escolaridade; incluem-se, ainda, na equação de rendimentos, a razão inversa de Mills, representada pela variável λ ⁸, e o v , que representa o erro amostral.

A equação de seleção proposta neste estudo segue a seguinte forma funcional:

$$\begin{aligned} Li &= \alpha_1 + \alpha_2 idade + \alpha_3 idade^2 + \alpha_4 experiencia + \alpha_5 mulher \\ &+ \alpha_6 chefe_familia + \alpha_7 mais12_estudo + \varepsilon_i \end{aligned} \quad (\text{Eq.8})$$

7 Um aspecto importante na modelagem se refere à inclusão, na equação de seleção, de pelo menos uma variável diferente das que serão incluídas na equação de rendimentos, para que a variável λ carregue, na equação de rendimentos, as informações características da participação da força de trabalho (PEREIRA, 2013).

8 Se o coeficiente dessa variável for estatisticamente significativo, há indicativo de que a sua inclusão no modelo é necessária para corrigir o viés de seletividade da informação do salário.

Em que Li é uma variável binária, em que o subscrito i representa se a força de trabalho jovem atuou ou não no setor selecionado (indústria, comércio, serviços ou doméstico), e ε_i representa o termo de erro. Após esse estágio no modelo de Heckman, parte-se para a estimação da equação de rendimentos proposta neste estudo, com a seguinte forma funcional:

$$\ln Wi = \alpha_1 + \alpha_2 idade + \alpha_3 experiencia + \alpha_4 experiencia^2 + \alpha_5 mulher + \alpha_6 naobranca + \alpha_7 formal + \alpha_8 de5a8_{estudo} + \alpha_9 mais12_{estudo} + \varepsilon_i \quad (\text{Eq.9})$$

Após a estimação das equações de rendimento, são mensurados os diferenciais de salários por meio da decomposição *two-fold decomposition* de Oaxaca-Blinder (1973), apresentada por Jann (2008). O modelo supõe que não houve discriminação, e os efeitos das características específicas dos indivíduos sobre os salários serão idênticos para cada grupo considerado, de forma que a diferenciação é notada através de diferenças nos coeficientes estimados das equações de rendimento mincerianas, descritas anteriormente (última equação).

A partir das equações de rendimento são obtidos os valores médios do log da razão entre salário/hora de cada setor comparativamente com a média dos demais setores na mesma região.

$$\overline{\ln W} = X' \beta + v \quad (\text{Eq.9})$$

A partir das equações de rendimento, calculam-se os valores médios para o log salário/hora nas atividades, em relação àqueles observados no setor serviços, tido como grupo base, devido aos maiores rendimentos obtidos nesse setor. A diferença do \ln do rendimento médio dos jovens nos diferentes setores pode ser expressa como a diferença da estimação no ponto médio das variáveis explicativas de cada grupo, ou seja, o método consiste em decompor as diferenças médias no log salarial tendo como base uma regressão de modo contrafactual.

A equação denominada por Jann (2008) como “*two-fold decomposition*” divide o total de rendimentos em dois componentes, a saber: (i) parte explicada pelas diferenças de características de produtividade (nível de escolaridade, experiência, idade) e (ii) parte não explicada (residual), que não pode ser contabilizada pelos determinantes selecionados na equação de rendimentos e que é frequentemente atribuída a características de discriminação. Tendo por base tal explicação, a equação “*Two Fold*” é dada por:

$$R = [E(X_A)E(X_B)]' \beta^* + [E(X_A)'(\beta_A - \beta^*) + E(X_B)'(\beta_B - \beta^*)] \quad (\text{Eq.10})$$

O primeiro componente dessa equação $[E(X_A)E(X_B)]' \beta^*$ é a parte do diferencial de renda que é “explicada” pelas diferenças entre os grupos A e B, e o segundo componente $[E(X_A)'(\beta_A - \beta^*) + E(X_B)'(\beta_B - \beta^*)]$ é a parte não explicada.⁹ Esta segunda parte pode apresentar resultado positivo ou negativo (discriminação positiva ou negativa), dependendo do sinal.

Outra importante informação nesse processo de seleção de dados: o procedimento de Oaxaca foi, em um segundo momento, controlado para mulheres (if=mulher), para que além da discriminação setorial, os dados pudessem fornecer informações quanto à discriminação por gênero

9 Conforme descrito em Pereira (2009), é importante reconhecer que essa parte também captura todos os efeitos potenciais de diferenças em variáveis não observadas.

(se houver) contribuir ou não para as diferenças salariais¹⁰. Além disso, como os resultados são expressos em escala logarítmica (preconizado pelo modelo), os dados foram transformados em escala original (R\$/hora), usando a formulação descrita em JAM (2008, p.18). O tipo de decomposição utilizado foi o modelo *pooled*.

5 RESULTADOS E DISCUSSÕES

Os dados da PNADC de 2019 reportam uma população ocupada feminina jovem de 38,5% e masculina de 61,51% na Região Nordeste. Desse total de jovens, cerca de 77% se autodeclararam como não brancos. Os dados preliminares também mostram que o nível educacional, em termos percentuais, altera-se ao longo das faixas de escolaridade, ou seja, em determinadas faixas se observa maior escolaridade no público feminino, enquanto que em outras faixas de escolaridade o público masculino seria maior.

Entretanto, de um modo geral, o grupo de jovens mulheres tem maior escolaridade na faixa mais elevada educacional (mais de 12 anos de estudo). Sendo assim, a Tabela 2 sintetiza e evidencia as faixas de escolaridade classificadas por setor produtivo e gênero e apresenta o percentual de renda média, atividade e gênero, bem como a renda média geral, por atividade jovem, nos setores de análise.

Tabela 2 – Variáveis selecionadas por atividade e gênero no Nordeste em 2019

Variáveis	Atividades				Gênero	
	Indústria	Comércio	Serviços	Doméstica	Homem	Mulher
Escolaridade 0 a 4 anos (%)	1,95%	1,89%	0,77%	3,61%	4,72%	1,05%
Escolaridade 5 a 8 anos (%)	15,70%	12,56%	7,30%	21,87%	21,36%	8,87%
Escolaridade 9 a 11 anos (%)	22,30%	20,28%	13,63%	28,66%	23,35%	16,19%
Escolaridade mais de 12 anos (%)	60,04%	65,27%	78,30%	45,86%	50,57%	73,89%
Total Escolaridade	100%	100%	100%	100%	100%	100%
Renda até 1 SM (%)	65,73%	68,48%	58,88%	95,91%	61,89%	66,39%
Renda de 1 a 2 SM (%)	28,86%	26,13%	28,47%	3,87%	23,29%	19,53%
Renda de 2 a 5 SM (%)	5,20%	4,93%	10,99%	0,22%	5,96%	5,77%
Renda de 5 a 10 SM (%)	0,14%	0,33%	1,36%	0	0,71%	0,41%
Renda acima de 10 SM (%)	0,07%	0,28%	0,30%	0	8,15%	7,90%
Renda_Média (R\$/mês)	R\$940,4	R\$915,9	R\$1.175,2	R\$452,4		
Chefe de Família (%)	25,95%	22,21%	21,72%	24,42%	76,57%	23,43%
Formal (%)	46,76%	39,51%	38,00%	9,66%	58,16%	41,84%

Fonte: Elaborado com base nos microdados da PNAD Contínua de 2019.

Apesar dos níveis mais elevados de escolaridade, a formalidade no público jovem ainda é baixa, sendo de 37,41% no total (homens e mulheres), ou seja, entre os jovens que se autodeclararam como ocupados, mais de 62% estão na informalidade. Os dados da Tabela 2 evidenciam uma maior formalidade na atividade industrial (46,76%) e a menor formalidade na atividade doméstica (9,66%). Além disso, as variáveis selecionadas mostram um retrato, específico no tempo, da empregabilidade em termos de renda e da responsabilidade desses jovens com a residência em que vivem, transmitida pela variável chefe de família. Os dados sugerem que a falta de formalidade, em todas as atividades, pode ser um entrave para o avanço da renda e, nesse quesito, a atividade doméstica se destaca, por apresentar elevado percentual de jovens com renda de até um salário mínimo (95,91%), o que indica que a reforma trabalhista não alterou a dinâmica de elevada informalidade nessa atividade, ao menos não em relação ao público juvenil.

10 Ver detalhes em Jam (2008, p.4).

Diante desses resultados, a seção seguinte apresenta o resultado para os determinantes da participação dos jovens no mercado de trabalho no Nordeste em 2019, seguido pela seção de determinação salarial desses jovens e, posteriormente, o resultado para a diferenciação salarial descrita na metodologia.

5.1 Determinantes da participação dos jovens no mercado de trabalho no Nordeste em 2019

Esta seção apresenta os determinantes da participação do emprego juvenil na Região Nordeste, no ano de 2019. A Tabela 3 apresenta os resultados identificados no modelo de seleção de Heckman proposto, ou seja, apresenta os resultados relativos à probabilidade de seleção dos jovens para ingressarem no mercado de trabalho¹¹ de acordo com os setores produtivos analisados, bem como seus respectivos coeficientes estimados. A nota técnica abaixo da tabela descreve o nível de significância estatística dos resultados.

No presente resultado, a variável *lambda* apresentou sinal negativo nos serviços de atividades domésticas, indústria e comércio, indicando que fatores não mensurados que aumentariam a probabilidade de participação no mercado de trabalho diminuem os salários; o mesmo não foi observado no setor de serviços. Kassouf (1994) descreve que o sinal negativo para esse coeficiente, em uma análise por gênero e atividade, pode indicar a existência de benefícios em não estar ocupado em uma atividade formal, o que seria condizente com os dados preliminares descritos na Tabela 2. Além disso, ressalta-se que o jovem pode estar ocupado e informal, obtendo talvez uma renda maior do que em outras atividades formais, ou seja, apesar de a formalidade contribuir positivamente para o incremento da renda (Tabela 4), o acesso ao emprego pode ocorrer via informalidade, sendo a formalidade um entrave para o público jovem acessar determinadas atividades.

Nesse ponto, é possível retomar a discussão em Caruso e Posthuma (2020), ao descreverem que a falta de experiência é uma barreira para a transição escola-empresa, e que a permanência dos jovens no mercado de trabalho se elevará quando a capacitação deles estiver alinhada às necessidades das empresas. Sendo assim, os resultados e discussões evidenciam a importância de iniciativas do poder público e/ou parcerias público-privadas para amenizar essa lacuna de acesso ao emprego formal.

É importante ressaltar que a variável idade ao quadrado capta a queda da produtividade do trabalho devido ao aumento da idade. Os resultados mostram que essa variável foi negativa em todos os setores, estatisticamente significativa nos setores indústria e serviços e não significativa em comércio e atividades domésticas, sugerindo que apesar de o público ser jovem, a variável produtividade não pode ser descartada como variável que impacta o mercado de trabalho desde as primeiras fases do emprego, e que a queda na produtividade nos setores da indústria e de serviços exige maior aprofundamento quanto ao tipo de atividade (qualidade) dos empregos demandados aos agentes jovens.

Tabela 3 – Resultado da equação de seleção de jovens, por setor de atividade na Região Nordeste – 2019

Variáveis	Indústria	Comércio	Serviços	Domésticas
Idade	0,1989 ***	0,00973	0,1057 ***	0,0259
Idade ²	-0,0043***	-0,00078	-0,0014 **	-0,0004
Experiência	0,0481** *	0,0378 ***	-0,0443***	- 0,1864 ***
Mulher	-0,3763 ***	-0,3005***	0,0096	1,4494 ***
Não Branca	0,0943 ***	- 0,03851	-0,0565 **	0,1499 ***

11 Decisão de ofertar trabalho: 1= oferta e 0 = não oferta.

Variáveis	Indústria	Comércio	Serviços	Domésticas
Chef_Família	0,0922 **	0,0745 ***	-0,0723 ***	0,0873 **
mais12anos	-0,2055 ***	-0,0927***	0,4582 ***	-0,7881 ***
Constante	-3,3437***	-0,1609	-1,9367 ***	-1,9345 ***
Amostra	1.394	3.845	4.927	919

Nota: Nível de significância $p < 0,01$ ***, $p < 0,05$ ** e $p < 0,1$ *, e para $p > 0,1$ o parâmetro foi não estatisticamente significativo.

Fonte: Resultados da pesquisa.

A variável experiência, representada como uma *proxy* para o tempo de serviço atual desse jovem, foi estatisticamente significativa em todos os setores. No entanto, o sinal para essa variável foi controverso com a literatura nos setores de serviços e de atividades domésticas, em que o sinal foi negativo e estatisticamente significativo, indicando que a depender da experiência, a contribuição não seria favorável para essas duas atividades. Ressalta-se que o setor de serviços é um setor que envolve múltiplas habilidades, e que, por se tratar de um público jovem, talvez a experiência nesse setor, de fato, não seja uma variável relevante para o jovem ofertar sua força de trabalho, pois o jovem pode ser um microempreendedor individual, prestador de serviços, etc. No entanto, nos setores industriais e comércio, a experiência contribui positivamente para a oferta de trabalho.

A variável que representa a cor da pele (raça não branca) apresentou sinais negativos para o setor de comércio e serviços, mas não estatisticamente significativos para o comércio, sugerindo que diante da elevada representatividade do público jovem não branco no Nordeste (75%) o resultado pode ser inconclusivo e dúbio a depender da atividade. No entanto, o sinal negativo indica que nessas atividades a cor não branca tem desvantagem em relação aos jovens brancos; uma possível razão atribuída a isso se deve à característica intrínseca à própria atividade que aborda o público diretamente, em que, a depender do tipo de comércio, a aparência (cor branca) importa. É importante salientar que a Região Nordeste é vasta e apresenta as mais diversas atividades no setor de serviços, que abrange atividades culturais, artesanatos, prestação de serviços e tantas outras, o que indica que uma análise intrasetor apresentaria um avanço nessa discussão.

Além disso, na atividade de indústria e de atividades domésticas, o resultado do sinal do coeficiente positivo, sendo estatisticamente significativo para esses setores, indica que há uma maior possibilidade de inserção de jovens não brancos. Aparentemente, ser negro contribuiria positivamente para a alocação desse jovem nessas atividades, sendo que o emprego doméstico apresentaria a menor renda.

Importante destacar que a variável chefe de família contribui positivamente na decisão de ofertar trabalho, com exceção no setor de serviços, em que ser jovem e chefe de família poderia contribuir negativamente para a alocação dessa mão de obra nesse mercado. A variável mulher indica que ser mulher e decidir ofertar sua mão de obra nas atividades produtivas elencadas seria positivo para as atividades de domésticas e serviços, sendo negativa a decisão de ofertar na indústria e no comércio.

A variável que representa a escolaridade acima de 12 anos de estudo foi estatisticamente significativa em todas as atividades e positiva somente no setor de serviços, sendo negativa nos demais setores, sugerindo que uma maior qualificação educacional na Região Nordeste faz o jovem migrar sua força de trabalho para o setor de serviços, indicando que os demais setores não são tão atrativos para ofertar a mão de obra com nível educacional mais elevado.

5.2 Determinantes Salariais do Emprego Juvenil no Nordeste em 2019

Esta seção apresenta os resultados da equação de rendimentos do público jovem ocupado na Região Nordeste para os setores de análise. A Tabela 4 apresenta os coeficientes obtidos na equação de rendimentos, e a nota explicativa abaixo da tabela mostra os níveis de significância obtidos em cada coeficiente. Na equação de seleção, as variáveis experiência e experiência ao quadrado

apresentaram sinais coerentes com a literatura, sendo estatisticamente significativas em todos os setores, com exceção da variável experiência ao quadrado no setor de domésticas. No entanto, por se tratar de um público jovem, esse resultado sugere que a geração (*Millennials*), que apresenta características pessoais distintas de outras gerações, pode necessitar de mudanças para outros empregos que satisfaçam suas buscas pessoais (uma renda mais elevada, acesso ao conhecimento e outras situações hipotéticas), o que difere de outras gerações e de outro público de análise, conforme sugerem Urco et al. (2019).

Tabela 4 – Resultado da equação de determinante salarial juvenil, por setor de atividade na Região Nordeste em 2019

Variáveis	Indústria	Comércio	Serviços	Domésticas
Idade	0,0275***	0,0380***	0,0559 ***	0,0283***
Experiência	0,2591**	0,2115***	0,2287 ***	0,2638**
Experiência ²	-0,0442**	-0,0297**	-0,0363 ***	-0,0276
Mulher	-0,2677***	0,0933***	-0,0568 ***	-0,4226
Não Branca	-0,9020**	-0,0316	-0,1199 ***	0,0536
Formal	0,4748***	0,3390***	0,2276***	0,4208***
Esc5a8	-0,1129**	-0,0045	-0,1548 ***	-0,0135
Mais12	0,1880***	0,12044***	0,5597 ***	0,1320
Constante	0,4140	0,5185***	-0,7528 ***	0,5242
Observações	1.394	3.845	5.496	919

Nota: Nível de significância $p < 0,01^*$, $p < 0,05^{**}$ e $p < 0,1^{***}$, e para $p > 0,1$ o parâmetro foi não estatisticamente significativo.

Fonte: Resultados da pesquisa.

Ser mulher reduz o salário na indústria e serviços, e no comércio aumentaria os rendimentos. A cor não branca reduz os rendimentos na indústria, comércio e serviços. A variável emprego formal foi significativa em todas os setores e contribui positivamente para o aumento do retorno salarial, ou seja, apesar da baixa formalidade identificada (Tabela 2) em todas as atividades, o emprego formal contribui para o aumento do rendimento em mais de 47% na indústria e em mais de 42% no serviço de atividades domésticas, sugerindo que políticas que favoreçam a formalidade gerariam ganhos de bem-estar para esse público.

Em relação à escolaridade, observa-se que uma baixa escolaridade (de 5 a 8 anos) contribui negativamente para a formação de salários em todas as atividades, enquanto que uma maior escolaridade (mais 12 anos) implicaria maiores retornos nos rendimentos, mesmo no setor de atividades domésticas, apesar de o coeficiente, nessa atividade, não ser estatisticamente significativo. Outra importante observação quanto à escolaridade é a de que, para o setor de serviços, uma escolaridade acima de 12 anos aumentaria o retorno dos rendimentos em 55,9%, sendo esse aumento de 12% no comércio e de 18,9% na indústria. Uma baixa escolaridade contribui para a redução salarial.

Apesar de os resultados encontrados para o público juvenil não destoarem, substancialmente, do que a literatura empírica diz em relação à discriminação de gênero e raça, para o público da PEA, o resultado positivo para a variável mulher no comércio sugere que a ampliação das mulheres no mercado de trabalho pode estar contribuindo para o direcionamento delas a determinadas atividades em detrimento de outras. No entanto, é importante destacar, conforme o estudo do IPEA (2021), que o direcionamento, por certas vezes, vai para atividades de reduzida escolaridade, piores condições de trabalho, baixa formalidade, entre outros aspectos. Ou seja, além da evidente discriminação de gênero (indústria e serviços) e raça (indústria e serviços) no público juvenil, há ainda a necessidade de rever a qualidade do emprego, o acesso aos direitos trabalhistas, o acesso à qualificação profissional, que são variáveis de difícil mensuração e generalização. No entanto, os resultados aqui apresentados evidenciam a importância de ampliar as políticas de inclusão e permanência ao emprego formal juvenil.

5.3 Decomposição salarial de Oaxaca-Blinder

De acordo com parte da literatura consultada, o diferencial de rendimentos pode ser explicado pela discriminação (salarial ou setorial) e não, necessariamente, pela produtividade, o que contraria a ideia de igualdade de oportunidades. Além disso, a diferença salarial por sexo ou raça potencializa essa desigualdade. As diferenças de rendimento são analisadas para os setores de indústria, comércio e atividades domésticas comparativamente ao setor de serviços. As análises foram feitas considerando dois aspectos: jovens e diferença setorial; se mulher e diferença setorial. A Tabela 5 exibe os resultados relativos à disparidade salarial entre jovens em diferentes setores. Ao analisar os componentes totais da equação de seleção de Heckman, podemos examinar como o diferencial de renda salarial se manifestaria caso os jovens em questão compartilhassem as mesmas características dos demais jovens empregados no setor de serviços, que geralmente têm uma renda média mais elevada.

Os resultados evidenciam que, se os jovens compartilhassem características semelhantes, as disparidades salariais se estabeleceriam em 12% entre a indústria e os serviços, 18% entre o comércio e os serviços, e substanciais 89% entre o setor doméstico e os serviços. Entretanto, quando se analisa os resultados a partir das características dos jovens, as desigualdades são mais notáveis no setor de atividades domésticas, com uma explicação de 35,5%, enquanto no setor de comércio, apenas 0,4% da disparidade é explicada por meio das características dos indivíduos. Curiosamente, as diferenças entre a indústria e os serviços são principalmente atribuídas a outros fatores (resíduos) em vez das características individuais mencionadas. Em outras palavras, parece que os níveis de escolaridade, experiência e idade não são determinantes significativos na explicação das disparidades salariais entre os setores de indústria e serviços, e têm uma influência limitada na diferença entre o comércio e os serviços. Esses resultados estão alinhados com as características demográficas do público analisado, que demonstra semelhanças notáveis nos níveis de escolaridade e formalidade entre os setores de indústria, comércio e serviços.

Tabela 5 – Diferença salarial setorial, componentes explicados e não explicados para os jovens no Nordeste no ano de 2019

Setor	Coef.	P-Valor	Componente	Coef.	P-Valor
Serviços	R\$ 5,67	0,000	Explicado	-2,0%	0,000
Indústria	R\$ 5,06	0,000	Não Explicado (Resíduos)	14,4%	0,000
Diferença %	12%	0,000			
Serviços	R\$ 5,90	0,000	Explicado	0,4%	0,000
Comércio	R\$ 5,00	0,000	Não Explicado (Resíduos)	17,5%	0,000
Diferença %	18%	0,000			
Serviços	R\$ 5,84	0,000	Explicado	35,5%	0,000
Domésticas	R\$ 3,08	0,000	Não Explicado (Resíduos)	52,2%	0,000
Diferença %	89%	0,000			

Fonte: Resultados da pesquisa.

Ainda em relação ao grupo jovem, pode-se notar que para as atividades de serviços, indústria e comércio, o componente explicativo não é elevado, e mesmo assim há diferença salarial média de R\$ 0,61 por hora (R\$ 5,67 – R\$ 5,06) entre serviços e indústria, de R\$ 0,90 entre serviços e comércio e de R\$ 2,76 entre serviços e atividades domésticas. Como é evidente, o modelo de Oaxaca estima duas regressões específicas de grupo e modelo e, em seguida, executa a decomposição, e esses resultados mostram as previsões médias, por grupos, e suas diferenças.

Entretanto, esses resultados são alterados quando as mesmas características (variáveis selecionadas) são consideradas na análise de diferencial de rendimentos do público feminino sobre o público jovem, ou seja, mantendo os mesmos atributos quanto à idade, experiência, experiência ao

quadrado, não branco, formal e dois níveis de escolaridade distintos (de 5 a 8 anos e mais de 12 anos), as diferenças salariais tendem a se acentuar no público feminino. Os resultados na Tabela 6 mostram que a diferença salarial se amplia na atividade industrial, sendo amenizada no comércio.

O componente explicativo reflete a variação média (positiva ou negativa) no salário das mulheres jovens inseridas no setor considerado se tivesse as mesmas características dos jovens ocupados em outros setores. A parte não explicada (residual) é atribuída à discriminação salarial e captura os efeitos potenciais de diferenças em variáveis não observadas.

Tabela 6 – Diferença salarial setorial, componentes explicados e não explicados para os jovens no Nordeste no ano de 2019 (If = Mulher)

Setor	Coef.	P-Valor	Componente	Coef.	P-Valor
Serviços	R\$ 5,32	0,000	Explicado	2,9%	0,000
Indústria	R\$ 3,82	0,000	Não Explicado (Resíduos)	35,3%	0,000
Diferença %	39%	0,000			
Serviços	R\$ 5,28	0,000	Explicado	-5,0%	0,000
Comércio	R\$ 4,94	0,000	Não Explicado (Resíduos)	12,4%	0,000
Diferença %	7%	0,000			
Serviços	R\$ 5,73	0,000	Explicado	25,4%	0,000
Domésticas	R\$ 3,02	0,000	Não Explicado (Resíduos)	51,4%	0,000
Diferença %	90%	0,000			

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nesse contexto, excetuando-se a atividade doméstica, que apresenta de forma evidente menor escolaridade e formalidade em comparação com os jovens em outras áreas, observa-se que a comparação setorial entre as demais atividades é melhor explicado pelo componente residual. Ademais, as disparidades salariais se acentuam ao analisar as características produtivas entre o público feminino e os demais jovens (homens). No setor de serviços e indústria, a diferença salarial passa a ser de R\$ 1,50 por hora, no setor de serviços e comércio a diferença se ameniza e passa a ser de R\$ 0,86.

Os resultados permitiram corroborar a hipótese inicial da pesquisa, de que existe, sim, viés de gênero e raça dos jovens nordestinos nos diferentes setores de atividade econômica, o que demonstra similaridade com a literatura econômica apresentada por Cambota e Pontes (2007); Silva e Vaz (2020); e Caruso e Posthuma (2020), que qualificam as condições gerais do mercado de trabalho para os jovens, associadas à discriminação salarial e regional, como “tragédia juvenil”.

Por fim, cabe destacar que a atividade de domésticas, tradicionalmente realizada pelo público feminino, apresenta maior informalidade e menores rendimentos, $\frac{1}{4}$ dos jovens são chefes de família, e mais de 70% têm, ao menos, 9 anos de escolaridade. O conjunto dos resultados demonstra que, apesar de a discussão sobre a discriminação salarial ser tradicional na literatura de mercado de trabalho, a discriminação por gênero e raça, setorialmente, no público jovem permanece.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Tendo em vista a importância do mercado de trabalho na dinâmica econômica nacional e do impacto do emprego e seu rendimento nos indivíduos ingressantes na PEA (os jovens), o objetivo deste artigo foi fazer uma avaliação do viés de gênero e raça (branco e não branco) do emprego juvenil na Região Nordeste, para os diferentes setores de atividade econômica, a saber: comércio, indústria, serviços e atividades domésticas. Esta investigação é importante por, além de fazer um recorte na faixa etária (jovens) mais excluída do mercado de trabalho (NERI, 2019), também per-

fila por gênero e raça a fim de verificar se os jovens sofrem do fenômeno da discriminação salarial entre setores na Região Nordeste.

Os microdados selecionados da PNAD Contínua de 2019 foram fundamentais para dar o suporte à metodologia empírica desta pesquisa, que consistiu em estimar a participação no mercado de trabalho juvenil através de um modelo *probit*, corrigido pelo modelo de seleção de Heckman (1979), que permitiu a mensuração dos rendimentos nas principais atividades produtivas na Região Nordeste. Ademais, o diferencial de salário/rendimentos juvenil foi realizado por meio de uma adaptação da decomposição de Oaxaca-Blinder (1973) com base nos estudos de Jann (2008).

Entre os principais resultados, a elevada informalidade setorial se mostrou como um agravante no público jovem e que afeta os rendimentos e, em consequência, os direitos trabalhistas. Em contraposição, a formalidade e níveis elevados de escolaridade (anos de escolaridade) contribuem positivamente para os incrementos nos rendimentos, indo ao encontro da literatura. As diferenças setoriais vão além das características intrínsecas das atividades, a discriminação de gênero no público jovem se mostrou mais latente na indústria e nas atividades de serviços, bem como a cor não branca. Tais resultados corroboram a hipótese norteadora desta pesquisa, de que os jovens nordestinos sofrem de discriminação salarial por gênero e raça em todos os setores, ainda que de forma desigual entre eles.

Além disso, há diferença salarial média de R\$ 0,61 por hora entre a indústria e a atividade de serviços, de R\$ 0,90 entre serviços e comércio e de R\$ 2,76 entre serviços e domésticas. Esses valores se ampliam no público jovem feminino; quando comparado ao público masculino, a diferença salarial passa a ser de R\$ 1,50 por hora entre os setores de serviços e indústria, entre os setores de serviços e comércio a diferença se ameniza para R\$ 0,86.

Ou seja, os rendimentos dos jovens de mesmo grupo setorial do mercado de trabalho nordestino apresentam diferenças a partir do gênero, com valores negativos sobre as mulheres, que recebem menores salários em mesmas atribuições que os homens. Os resultados revelam que, para além das dificuldades concernentes ao ingresso e permanência dos jovens no mercado de trabalho, eles ainda são afetados pela discriminação salarial, já apontada na literatura, ou seja, nessa fase da vida, para os mesmos setores, há diferenças nos rendimentos. O processo de discriminação salarial começa cedo na primeira faixa etária da PEA (juvenil) da Região Nordeste.

De um modo geral, os resultados e discussões apresentadas ao longo das seções evidenciam que, aparentemente, políticas individuais podem não estar surtindo os efeitos desejados no público juvenil regional e poderiam ter sua eficácia ampliada se realizadas em conjunto com outras políticas de incentivo à inovação, à industrialização e à produtividade, além de políticas regionais. Cada estado pode promover suas políticas no intuito de ampliar o acesso do jovem ao primeiro emprego formal, como é o caso do governo da Bahia, com o Programa 1º Emprego. Entretanto, além das poucas políticas regionais e apesar de discussões em andamento no congresso nacional, medidas que visem à redução das discriminações por gênero e raça são incipientes no Brasil, apesar da constatação empírica da existência dessas discriminações.

A discussão sobre qualidade da ocupação juvenil não foi mensurada nesta pesquisa por fugir do escopo de análise pretendido. Todavia, as impressões empíricas permitem sugerir que novas e modernas políticas públicas de inserção e permanência dos jovens do mercado de trabalho devem ser propostas levando em consideração questões como: i) as características dessa faixa etária e suas heterogeneidades inerentes dentro da ampla faixa dos 15 aos 29 anos (de adolescentes a jovens adultos); ii) as particularidades geográficas/regionais (que se diferem em muito do padrão geral nacional); iii) a escolaridade e formação profissional que podem direcionar o setor de empregabilidade e o nível salarial desse grupo etário; e, por fim, iv) a necessidade de medidas de redução e/ou extinção gradual da perniciosa discriminação salarial de mulheres e não brancos que acomete os jovens.

Por fim, como limitações do estudo, o ano de 2019 representa um recorte no tempo e pode não representar mudanças no emprego juvenil adequadamente, e a Região Nordeste é analisada em sua totalidade, o que não representa a heterogeneidade intrarregional existente. Além disso, em estudos futuros, pode haver a inclusão de outras variáveis, como o impacto de ter ou não filhos, e a ampliação do uso de outras variáveis, além das utilizadas neste estudo, para compor a experiência no mercado de trabalho. Sugere-se também o uso da metodologia para avaliação de políticas públicas específicas.

REFERÊNCIAS

- ARROW, K. J.; ASHENFELTER, O; REES, A. **The theory of discrimination**. Princeton University Press, 2015 [1971].
- BECKER, G. S. **The Economics of Discrimination**. Chicago: The University of Chicago Press, 1957. 178p.
- BECKER, G. S. **Human capital a theoretical and empirical analysis, with special reference to education**. New York: Columbia University Press, 1964.
- BILLS, D. B. Credentials and capacities: Employers' perceptions of the acquisition of skills. **The Sociological Quarterly**, v. 29, n. 3, p. 439-449, 1988.
- BILLS, D. B.; WACKER, M. E. Acquiring credentials when signals don't matter: Employers' support of employees who pursue postsecondary vocational degrees. **Sociology of Education**, p. 170-187, 2003.
- BROWN, D. K. **Degrees of control: A sociology of educational expansion and occupational credentialism**. Teachers College Press, 1995.
- CAMARGO, J. M; REIS, M. C. **Desemprego dos Jovens no Brasil: os efeitos da estabilização da inflação em um mercado de trabalho com escassez de informação**. Rio de Janeiro: IPEA, 2005. Texto para discussão n. 1116.
- CAMBOTa, J. N.; PONTES, P.A. Desigualdade de Rendimentos por gênero intra-ocupações no Brasil, em 2004. **Revista de Economia Contemporânea**, Rio de Janeiro, 11(2): 331-350, maio/ago, 2007.
- CARUSO; L. A.; POSTHUMA, A. C. Subsídios para a formulação de políticas públicas de Juventude no Brasil. Boletim Mercado de Trabalho - Conjuntura e Análise nº 70. Dossiê: **jovens e mercado de trabalho na pandemia**. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – IPEA, 2020.
- DOERINGER, P. P; PIORE, M. J. M. **Internal labor markets and manpower analysis**. Me Health. 1971.
- GUIMARÃES, N. A. Os desafios da equidade: reestruturação e desigualdades de gênero e raça no Brasil. **Cadernos Pagu** (17/18) 2001/02, p. 237-266.
- HECKMAN, J. J. Sample selection bias as a specification error. **Econometrica: Journal of the econometric society**, p. 153-161, 1979.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **PNAD Contínua – Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua 2019**. Brasília-DF. Disponível em: [Divulgação mensal | IBGE](#). Acesso em: 15 fev. 2021.

IPEA – INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. **Boletim Mercado de Trabalho - Conjuntura e Análise n° 70**. Dossiê: jovens e mercado de trabalho na pandemia. Ipea: Brasília, 2020. Disponível em: https://www.ipea.gov.br/portal/index.php?option=com_content&&view=article&&id=36978&&Itemid=9. Acesso em: 10 ago. 2021.

JANN, Ben et al. A Stata implementation of the Blinder-Oaxaca decomposition. **Stata journal**, v. 8, n. 4, p. 453-479, 2008.

KASSOUF, A. L. The Wage Rate Estimation Using the Heckman Procedure. **Revista de Econometria**, n. 1, 1994.

LOUREIRO, P. R. A.; SACHSIDA, A.; MOREIRA, T. B. S. Is There Discrimination Among Brazilian Lawyers? A Random-Effects Approach. **Análise Econômica**, v. 29, n. 56, p. 293-307, 2011.

MARGONATO, R. C. G. **Diferenciais de rendimento do trabalho feminino nos setores econômicos da região Sul do Brasil**. Universidade Estadual de Londrina, Londrina-PR, 96 p., 2011.

MINCER, J. Schooling, Experience, and Earnings. *Human Behavior & Social Institutions* No. 2. 1974. Disponível em: <https://www.nber.org/system/files/chapters/c1762/c1762.pdf>. Acesso em: abr. 2021.

NERI, M. C. Juventude e Trabalho: Qual foi o impacto da crise sobre os jovens? E os nem-nem? **FGV Social**, Rio de Janeiro, nov. 2019, 28 p.

OAXACA, R. Male-female wage differentials in urban labor markets. **International economic review**, p. 693-709, 1973.

PEREIRA, R. M. **Os Diferenciais de Rendimentos por Gênero no Rio Grande Do Sul: Uma Aplicação do Modelo de Heckman e da Decomposição de Oaxaca-Blinder**. Dissertação (Mestrado em Organizações e Mercado) – Instituto de Ciências Humanas, Universidade Federal de Pelotas, 2013.

QUADROS, W. Gênero e Raça na desigualdade social brasileira recente. **Estudos Avançados**, 18 (50), 2004.

QUADROS, W. O desemprego juvenil no Brasil dos anos noventa. **Cadernos do Cesit**, n. 31, Unicamp/IE, 2001.

RAMOS, L., VIEIRA, M. L. **Desigualdades de rendimentos no Brasil nas décadas de 1980 e 1990: evolução e principais determinantes**. Rio de Janeiro: IPEA, 2001, 16 p. Texto para discussão n. 803.

SANTOS, R. V. **Desigualdade de rendimentos e discriminação por gênero no Brasil em 1999**. Dissertação (Pós-Graduação em Economia) – Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2005, 88 p.

SCHULTZ, T. W. **O capital humano: investimentos em educação e pesquisa**. Rio de Janeiro: Zahar Editores, 1973.

SILVA, R. S.; SILVA, V. R. Política Nacional de Juventude: trajetória e desafios. **Caderno CRH**, v. 24, n. 63, p. 663-678, 2011.

SILVA; E. R.; VAZ, F. M. Os jovens que não trabalham e não estudam no contexto da pandemia da covid-19 no Brasil. Boletim Mercado de Trabalho - Conjuntura e Análise nº 70. Dossiê: **Jovens e mercado de trabalho na pandemia**. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – IPEA, 2020.

SORENSEN, A. B. The structural basis of social inequality. **American Journal of Sociology**, v. 101, n. 5, p. 1333-1365, 1996.

SPENCE, M. Job market signaling. *In: **Uncertainty in economics***. Academic Press, 1978. p. 281-306.

URCO, C. F. C. et al. Felicidade no trabalho na geração dos Millennials, novos desafios para os administradores. **Brazilian Journal of Development**, v. 5, n. 9, p. 14571-14582, 2019.

XAVIER, F. P.; TOMÁS, M. C.; CANDIAN, J. Composição ocupacional por gênero, associação a sindicatos e desigualdades de rendimentos do trabalho no Brasil. **Econômica**, Rio de Janeiro, v. 11, n. 1, p. 78-113, jun. 2009.

RELAÇÃO ENTRE CRESCIMENTO DA RENDA E POBREZA NOS ESTADOS BRASILEIROS NOS ANOS DE 2016 E 2019

Relation between income growth and poverty in Brazilian states in 2016 and 2019

Otávio Junio Faria Neves

Economista. Doutorando em Demografia pela Universidade Estadual de Campinas (Unicamp). Mestre em Economia pela Universidade Federal de Alfenas (UNIFAL-MG). otavionevescg4@gmail.com

Ana Márcia Rodrigues da Silva

Economista. Doutora em Economia pela Universidade Federal de Uberlândia (UFU). Professora na Universidade Federal de Alfenas (UNIFAL-MG). Av. Celina Ferreira Ottoni, 4000 - Padre Vitor, Varginha - MG, 37048-395. ana.rodrigues@unifal-mg-edu.br

Resumo: Este trabalho tem como objetivo analisar a relação entre o crescimento da renda e a pobreza nos estados brasileiros nos anos de 2016 e 2019. Para atingir o propósito do trabalho, foram calculados os índices de crescimento pró-pobre de Ravallion e Chen (2003) e de Kakwani e Pernia (2000) e a Taxa de Crescimento Equivalente à Pobreza (PEGR). O primeiro índice baseia-se no cálculo das taxas de crescimento da renda de cada percentil da população. Já o índice de Kakwani e Pernia (2000) é resultante da razão entre a mudança observada na pobreza e a variação verificada na desigualdade. Por fim, a PEGR tem o intuito de identificar como o crescimento da renda média influencia a redução da pobreza. No cômputo dos índices, empregaram-se os dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNADC) dos anos de 2016 e 2019. Os resultados demonstraram que, na maioria das unidades federativas do País, o crescimento da renda não favoreceu as pessoas pobres no período estudado. Notou-se que em praticamente todos os casos, os não pobres se beneficiaram proporcionalmente mais do crescimento da renda do que os pobres.

Palavras-Chave: renda; pobreza; crescimento; pró-pobre; Brasil.

Abstract: This paper aims to analyze the relation between income growth and poverty in Brazilian states in the years 2016 and 2019. To achieve the purpose of the paper, the pro-poor growth index of Ravallion and Chen (2003), Kakwani and Pernia (2000) and poverty equivalent growth rate (PEGR), were calculated. The first index is based on calculating the income growth rates of each percentile of the population. The index by Kakwani and Pernia (2000) is the result of the ratio between the change registered in poverty and a variation verified in inequality. Finally, the PEGR is intended to identify how average income growth influences poverty reduction. To calculate the indexes, data from the National research by Continuous Household Sample (PNADC) for the years of 2016 and 2019, was used. The results showed that, in most federative units in the country, income growth did not benefit poor people during the period studied. It was noticed that practically all cases, the non-poor were benefited proportionately more from income growth than the poor.

Keywords: income; poverty; growth; pro-poor; Brazil.

1 INTRODUÇÃO

No início do século XXI, as expectativas em torno dos benefícios do crescimento da renda sobre os resultados da pobreza ficaram evidentes nos relatórios do Banco Mundial sobre desenvolvimento. Em meio a isso, surgiu a literatura sobre o crescimento pró-pobre. Não existe uma consonância entre os pesquisadores sobre esse tema no que tange à conceituação. Uma descrição simples e menos limitada indica como pró-pobre aquele crescimento da renda que será eficaz na diminuição da pobreza absoluta, independentemente dos resultados da desigualdade (RAVALLION; CHEN, 2003).

As questões distributivas no campo do desenvolvimento obtiveram grande notoriedade, tendo como principal objetivo a redução da pobreza acompanhada pela diminuição da desigualdade. Uma parcela da literatura internacional presumiu que a redução desses indicadores seria alcançada por meio do crescimento da renda ou pela diminuição da desigualdade de renda (KAKWANI; PERNIA, 2000; RAVALLION; CHEN, 2003; KAKWANI; KHANDER; SON, 2004). Na literatura nacional, diversos estudos têm buscado analisar os benefícios do crescimento da renda nos índices de pobreza em diferentes períodos da economia brasileira (ARAÚJO, 2007; KAKWANI; NERI; SON, 2010; SALVATO; JUNIOR; SHIKIDA, 2013; OLIVEIRA; JACINTO, 2015; GODOY; RODRIGUES, 2017; MORAIS, 2020). Desse modo, o combate à pobreza e a busca pela melhoria das condições de vida da população se tornam justificativas para fomentar o desenvolvimento e o crescimento da economia.

A crise econômica sofrida no território brasileiro após o ano de 2015 afetou os indicadores sociais e culminou em altas taxas de desemprego. Diante disso, surgiram propostas de flexibilizar as relações laborais, com a expectativa de geração de postos de trabalho e retomada do crescimento da economia. Destarte, um pacote de políticas liberalizantes foi empregado na economia brasileira, com a justificativa de retomada do dinamismo. Contudo, ao longo do período recente, o que se percebeu foi uma lenta recuperação, incapaz de melhorar o mercado de trabalho, tampouco os índices de pobreza e desigualdade de renda, que estão estreitamente relacionados.

Nesse contexto, evidenciam-se políticas caracterizadas pela mínima intervenção do Estado e a diminuição da atenção do governo às políticas sociais, com destaque para o congelamento dos gastos públicos, reforma trabalhista, entre outras propostas de flexibilização das relações de trabalho. É nesse cenário que, por meio deste artigo, propõe-se a estudar a relação entre o crescimento da renda e a pobreza nos estados brasileiros. Acredita-se que essas medidas adotadas não viabilizam resultados positivos para aos mais pobres. Assim, a análise neste estudo baseou-se nos anos de 2016 e 2019, isto é, um período de crise econômica. Com isso, este estudo tem como principal contribuição analisar a relação entre o crescimento da renda e a pobreza nesses anos recentes de crise econômica. Sabe-se que os elevados níveis de pobreza afetam o cotidiano das famílias brasileiras. Por esse motivo, esse problema deve ser estudado com o intuito de fomentar análises e políticas públicas que visem à redução desses índices.

Em face dessas assertivas, o principal objetivo deste trabalho é analisar a relação entre o crescimento da renda e a pobreza nos estados brasileiros nos anos de 2016 e 2019. Para atingir o objetivo traçado, estabelecem-se alguns procedimentos metodológicos. Primeiramente, é importante mencionar que o objeto de estudo são os estados brasileiros, considerando as diferentes regiões geográficas. A análise dos dados é feita com base na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNADC), realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), dos anos de 2016 e 2019. O principal motivo da escolha desses anos se deve ao desempenho econômico do país, uma vez que nesse período o Brasil passava por uma intensa crise econômica e política. Dessa forma, compreender os indicadores sociais nesse cenário podem nos dar uma dimensão de como a crise pode afetar as condições de vida dos mais pobres.

Para analisar os efeitos do crescimento da renda nos resultados da pobreza, utilizam-se as metodologias de Ravallion e Chen (2003), Kakwani e Pernia (2000) e a Taxa de Crescimento Equivalente à Pobreza (PEGR), proposta por Kakwani, Khandker e Son (2004).

Além desta introdução e das considerações finais, o presente artigo está fundamentado em cinco seções. Na segunda seção, evidencia-se a relação entre pobreza e crescimento econômico, apontando as principais associações entre o crescimento da renda e a pobreza. Em seguida, é apresentado sucintamente o cenário econômico recente do Brasil. Na quarta seção demonstram-se os procedimentos metodológicos aplicados para o alcance do objetivo central da pesquisa e, logo em seguida, são apresentados e discutidos os resultados deste trabalho.

2 POBREZA E CRESCIMENTO ECONÔMICO

A pobreza é definida como uma situação de privação, em que os indivíduos carecem das necessidades mais básicas, como moradia adequada, transporte, educação, entre outras. Essa situação pode ser definida em termos de múltiplas e importantes dimensões para a vida humana, entre elas, destacam-se a dimensão econômica, a inserção na vida da comunidade e a participação política, por exemplo. Em geral, a conceituação da pobreza se baseia na renda e no consumo, o que denota o uso da dimensão econômica como a representante mais utilizada para caracterização dessa condição. De acordo com Sen (2000; 2001), nessa definição, a pobreza se baseia em uma linha divisória denominada linha de pobreza. A linha de pobreza é um nível de renda ou consumo abaixo do qual os indivíduos são classificados como pobres.

O enfrentamento da pobreza está fortemente vinculado, entre outros fatores, ao desempenho econômico, embora não haja garantias de que um cenário positivo de crescimento favorecerá necessariamente os pobres. A condição de livre mercado, por exemplo, pode resultar em acirramento da pobreza e da desigualdade. Apesar disso, dentro do neoliberalismo a solução para a pobreza perpassa pela liberalização e desregulamentação sob a justificativa de melhorar a eficiência e o crescimento econômico (DINI; LIPPIT, 2009).

Essa é uma ideia há muito tempo enraizada na economia. Para os economistas clássicos, o processo produtivo induz o desenvolvimento. Nesse sentido, ao acumular capital na sociedade, pelos meios de produção e progresso técnico, o capitalista promove melhorias na qualidade de vida de toda a população.

A escola neoclássica aborda esse tema de uma maneira semelhante à abordagem clássica. Conforme os neoclássicos, o crescimento econômico produz uma distribuição justa para todos em uma economia, de acordo com a colaboração dessa “população” no processo produtivo. “[...] Ademais, eles supõem que o crescimento econômico tende a elevar os salários reais dos trabalhadores no longo prazo, tendo em vista a contínua demanda de trabalho” (SOUZA, 2005, p. 136). Assim, o progresso econômico seria distribuído de maneira equitativa para todas as pessoas que estão inseridas na economia, sendo o desenvolvimento oriundo do processo de acumulação do capital.

A hipótese de Kuznets pressupõe uma relação de U invertido entre a desigualdade e a renda. Com isso, o nível de desigualdade de uma economia se expandiria nos estágios iniciais, reduzindo com o alcance do crescimento econômico (DEININGER; SQUIRE, 1998). Kuznets (1955) analisou três países (Inglaterra, Estados Unidos e Alemanha) e, por meio da sua análise, o autor concluiu que a desigualdade de renda aumentaria inicialmente, alcançando um nível máximo a partir do qual se reduziria.

Nessa mesma linha de raciocínio, nas décadas de 1950 e 1960 iniciaram-se os debates em torno da teoria *trickle down*. O principal argumento dessa teoria apregoava que os benefícios do crescimento se disseminariam por todas as parcelas da sociedade. Segundo Kakwani e Pernia (2000), a *trickle down* pode ser compreendida como uma corrente vertical na distribuição de renda da

economia. Isso significa que os frutos do crescimento econômico iriam primeiramente para os indivíduos ricos e, em um segundo momento, os pobres usufruiriam desse progresso. Dessa maneira, o crescimento seria favorável para a população pobre, pois esses indivíduos se beneficiariam indiretamente do progresso econômico, por meio dos gastos dos ricos. Vale enfatizar que os ganhos dos pobres se dariam em uma magnitude menor, quando comparados aos dos ricos.

Todavia, Kakwani e Pernia (2000) ponderam que o crescimento econômico pode acarretar a elevação do nível de pobreza. Isso pode ocorrer quando a desigualdade cresce em uma proporção capaz de anular os benefícios do crescimento na renda dos pobres. Bakof (2006, p. 16) conclui que a ideia do *trickle down* “é um crescimento que não necessariamente reduz a pobreza, mas com o qual os não pobres se beneficiam mais do que os pobres, em outras palavras, diz-se que a receita marginal do crescimento é menor que o custo marginal da desigualdade”.

De acordo com Salvato, Júnior e Shikida (2013), ao longo do tempo, a discussão entre crescimento e desenvolvimento não se alinhou ao debate da procura pela equidade, conforme os pressupostos da curva de Kuznets. Além disso, a teoria do *trickle down* sofreu muitas críticas, corroborando o surgimento dos debates sobre a relação de crescimento e pobreza, conhecida como crescimento pró-pobre (KAKWANI; SON, 2003).

A diminuição do nível de pobreza e sua relação com desenvolvimento socioeconômico é tema de interesse da literatura sobre o crescimento pró-pobre. Mas existem questionamentos sobre a conceituação de crescimento pró-pobre. De maneira resumida, Ravallion (2004) define o termo com base em dois estudos: Kakwani e Pernia (2000) e Ravallion e Chen (2003).

A primeira definição é entendida como aquela situação em que as mudanças na distribuição de renda tendem a acompanhar o crescimento econômico, beneficiando a população pobre. Portanto, a queda da pobreza é maior do que se todos os rendimentos tivessem se elevado na mesma proporção. Dessa forma, a diminuição da desigualdade de renda seria possível, pois nessa conceituação o aumento da renda da população pobre deve ser proporcionalmente maior do que a elevação da renda dos não pobres.

A segunda definição do tema se concentra exclusivamente na pobreza absoluta¹. Então, o crescimento será pró-pobre quando as pessoas pobres forem favorecidas em termos absolutos. De forma mais clara, o crescimento pró-pobre é aquele crescimento que atenuará a pobreza. Para Ravallion e Chen (2003), a modificação na distribuição de renda não importa muito, já que a definição depende somente da mudança na pobreza absoluta.

Em suma, o crescimento pró-pobre é aquele que reduz a pobreza da população e, conseqüentemente, beneficia os indivíduos pobres. O crescimento é importante para a diminuição da pobreza. Entretanto, deve-se questionar se o crescimento por si só é uma condição suficiente, tendo em vista que os frutos do crescimento econômico podem ser concentrados.

3 DESIGUALDADE DE RENDA E O CENÁRIO ECONÔMICO BRASILEIRO

De acordo com Trovão (2015), o *laissez-faire* provocou acirramento da desigualdade, salientando as discrepâncias em termos do nível de emprego e de renda. Para o autor, a abordagem teórica keynesiana pode ser aproveitada para analisar a dimensão econômica da desigualdade relacionada à renda, ao mercado de trabalho e à incorporação de patrimônio físico e financeiro pelos indivíduos. Essa abordagem também considera a dimensão social da desigualdade no que tange à demanda por bens e serviços coletivos, tão necessários aos pobres. Com base nesse raciocínio, essas ideias podem ser empregadas na análise da desigualdade de renda, que está estreitamente relacionada a esses aspectos apresentados. O desemprego do tipo involuntário, por exemplo, tal

1 A pobreza absoluta se refere à identificação da pobreza independentemente do padrão de vida dos demais membros da sociedade. Isso se aplica quando as necessidades mínimas dessa sociedade ainda não estão garantidas.

como conceituado por Keynes (1985), limita o acesso à renda, bem como, às possibilidades de consumo. Isso afeta a condição de bem-estar das pessoas pobres.

Enquanto a pobreza diz respeito às privações, a desigualdade salienta uma posição de desvantagem quanto à riqueza média de uma determinada região. Esse fator pode culminar ou não em privações (FREITAS, 2015). As desigualdades se tornam explícitas quando se comparam as diferenças nas distribuições de renda, entre a riqueza e a pobreza, por exemplo (CATTANI, 2007).

Bourguignon (2002) ressalta a relação existente entre o crescimento da renda, a pobreza e a distribuição da renda, já que isso tem implicações na elaboração de políticas públicas. Mudanças no crescimento e na distribuição podem afetar a pobreza, sendo que a redistribuição da renda tem o efeito de reduzir a pobreza.

A análise da pobreza é frequentemente vinculada aos contextos econômicos em que os pobres estão inseridos. No caso do Brasil, trata-se de um país marcado por intensa desigualdade socioeconômica, cujas raízes se encontram nos contextos históricos concentradores verificados ao longo do processo de desenvolvimento, que acentuou a pobreza e a desigualdade.

No período mais recente, isto é, a partir da segunda metade da década de 2000, constata-se um processo de mudanças nessa condição. Houve crescimento econômico com redução de desigualdades e melhora nas condições de vida da população. Todavia, essa trajetória importante da história brasileira terminou nos anos de 2014 e 2015, em consonância com a estagnação da economia brasileira e a recessão econômica.

O governo de Dilma Rousseff foi afetado por um cenário internacional negativo em razão da crise do Euro, lenta recuperação do Estados Unidos e diminuição no ritmo de crescimento dos países em desenvolvimento. Com isso, houve redução do crescimento econômico mundial, que passou de 5,1% em 2010 para 3,1% no ano de 2014 (DE PAULA; PIRES, 2017).

Assim, a crise econômica com a qual o Brasil se deparou, principalmente depois de 2015, foi caracterizada pela redução do Produto Interno Bruto (PIB) e pelo aumento da taxa de desemprego, que chegou ao índice de 13,7% em março de 2017. Tal contexto está relacionado com a crise política e com protestos contra o governo Dilma, fatores que originaram um clima de instabilidade e descontentamento social (CARVALHO, 2018).

O período de 2016-2019 apresentou altas taxas de desemprego, que resultaram em propostas com a intenção de flexibilizar as relações de trabalho, com a promessa de constituição de postos de emprego e retomada do dinamismo da economia. Para tanto, um pacote de medidas liberais foi introduzido na economia, a saber: congelamento dos gastos públicos por 20 anos, privatizações, reforma trabalhista, entre outras medidas. Por consequências de todos os acontecimentos vivenciados no País, os anos de 2016 e 2019 representam períodos de crise econômica, principalmente em 2016, cujo desempenho econômico foi de -3,3%. Houve uma lenta recuperação no ano de 2019, mas insuficiente para amenizar os problemas.

Nesse momento, um novo governo se inseriu no Brasil, intensificando as políticas liberalizantes e com foco nas reformas, sobretudo a reforma da previdência. Em meio a isso, as medidas impostas no território brasileiro seguiam rumo à adoção de políticas com cunho ortodoxo, tendo como objetivo a mínima participação do Estado na economia e como consequência a redução da atenção às políticas sociais.

É nesse contexto que se pretende analisar o crescimento pró-pobre no Brasil. Diante de todas essas ações implementadas nesse período, compreende-se que elas não promovem efeitos positivos para a população pobre. Isso porque é o aumento do investimento e do gasto público, por exemplo, que tem o efeito de aumentar o emprego e reduzir a desigualdade na distribuição de renda e a pobreza. Assim, é esperado que o período recente apresentado seja desfavorável aos pobres, e é relevante estudar esse cenário.

4 PROCEDIMENTO METODOLÓGICO

Neste trabalho será analisada a relação entre crescimento e pobreza no Brasil nos anos de 2016 e 2019 e, para tanto, são utilizados os dados da PNADC dos mencionados anos. A PNADC objetiva coletar e investigar informações sobre a força de trabalho e aspectos socioeconômicos no País, sendo útil para o estudo aqui estabelecido. Os anos de 2016 e 2019 foram escolhidos porque são anos de crise econômica, o que pode refletir nas condições de vida da população pobre. Além disso, envolve o ano inicial em que foi disponibilizada a base de dados com a inclusão da renda domiciliar, que será objeto de análise (2016); e o ano mais recente de divulgação da pesquisa (2019), no momento de realização deste estudo.

Para a verificação do crescimento de um ano para o outro, foi necessário empilhar as bases de dados da PNADC de maneira a gerar uma base de dados única para os dois anos. Com bases de dados únicas, também foi preciso estabelecer linhas de pobreza únicas para a estimação de todos os índices de crescimento pró-pobre nos períodos analisados. Para tanto, foi preciso estabelecer uma linha de pobreza baseada na insuficiência de renda, importante para a identificação das pessoas pobres.

O presente estudo utilizou as linhas de pobreza do Banco Mundial, conhecidas como *dollar a day*. A definição é realizada por meio das médias das linhas de pobreza nacionais de 115 países em desenvolvimento, convertidas em moedas locais conforme a paridade do poder de compra (PPC) (TRONCO; RAMOS, 2017). A aplicação da PPC vem a ser importante, pois essa metodologia possibilita a comparação da pobreza entre os países tendo como premissa um parâmetro em comum, mediante os distintos poderes de compra dos países (SOUSA; JANNUZZI, 2014). O valor da linha de pobreza para países como o Brasil é de US\$ 5,50 por dia. Esse valor convertido em reais por meio da PPC foi de R\$ 401,28 *per capita* mensal no ano de 2019.

Além disso, na análise do crescimento pró-pobre, foi utilizada a variável renda domiciliar *per capita* da PNADC. Como foi utilizada uma base de dados única para os anos de 2016 e 2019, atualizou-se a renda *per capita* do ano de 2016 de maneira a levá-la para o ano mais recente, para que fosse possível equiparar e comparar as rendas dos dois anos. Os rendimentos foram corrigidos conforme os deflatores empregados pela PNADC, que mudam conforme os distintos tipos de rendimentos analisados (IBGE, 2019). São disponibilizados cinco deflatores², e, dentre esses deflatores, utilizou-se o específico para o cálculo de indicadores relacionados à linha de pobreza³ (IBGE, 2019). Após esse procedimento, foram gerados índices de crescimento pró-pobre para o Brasil, considerando todas as unidades da federação conforme a região geográfica a que pertencem. Os três índices de crescimento pró-pobre estimados neste estudo estão descritos na sequência.

4.1 Índice de Ravallion e Chen

O primeiro índice utilizado neste estudo foi o índice de Ravallion e Chen. Sobre esse índice, é necessário ressaltar que Ravallion e Chen (2003) formularam uma medida de crescimento pró-pobre, baseada no cálculo das taxas de crescimento das rendas de cada percentil da população analisada durante certo período. Os autores propuseram a estimação da Curva de Incidência do Crescimento (GIC) para verificar de que maneira o crescimento econômico influencia a distribuição de renda. O ponto de partida para essa análise inicia-se com a elaboração do gráfico do estilo “Parada Pen⁴”, em que é constituída uma curva que retrata a mudança sucedida na distribuição de renda.

2 Disponível em: https://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/livros/liv101548_notas_tecnicas.pdf. Acesso em: 13 fev. 2021.

3 Conforme proposto pelo Objetivo de Desenvolvimento Sustentável (ODS) 1 – Erradicação da Pobreza. Para mais detalhes: <https://www.ipea.gov.br/ods/ods1.html>. Acesso em: 13 fev. 2021.

4 Conforme Pinto e Oliveira (2010), é um gráfico em que o eixo horizontal retrata todos os indivíduos, postos de forma crescente em associação as suas rendas (de 0 a 100%), ao mesmo tempo em que o eixo vertical simboliza as taxas de crescimento das rendas.

O processo metodológico da elaboração da GIC pode ser descrito da seguinte maneira: seja $F(y)$ uma função cumulativa de distribuição de renda (y) e p a proporção da população com renda menor que um valor y no período t , tem-se que a inversa da função $F_t(y)$ no percentil p , fornece a renda naquele ponto:

$$F_t^{-1}(p) = y(p) L'_t(p) \cdot \mu_t \quad y'_t(p) > 0 \quad (1)$$

Em que: $L'_t(p)$ é derivada primeira da curva de Lorenz ($L(p)$), μ_t é a renda média da população e $y_t(0,5)$ é a mediana. Se variar de 0 a 1, reproduzirá uma função quantil, ou seja, uma função inversa da função de distribuição cumulativa.

Comparando-se dois períodos, $t-1$ e t , a taxa de crescimento da renda do percentil é dada por $g_t(p) = [y_t(p)/y_{t-1}(p)] - 1$. Se p variar entre 0 e 1, $g_t(p)$ retratará o que autores denominam como a GIC. Dessa maneira, ao substituir $y_t(p)$ e $y_{t-1}(p)$ na equação (1), tem-se:

$$g_t(p) = \frac{L'_t(p)}{L'_{t-1}(p)} (\gamma_t + 1) - 1 \quad (2)$$

Em que: $\gamma_t = (\mu_t/\mu_{t-1}) - 1$ é a taxa de crescimento da renda média. Se a curva de Lorenz não se modificar, então $g_t(p) = \gamma_t$ para todo percentil p . Ou seja, a modificação na curva de Lorenz evidencia o componente distributivo da variação da renda em cada percentil. Além disso, $g_t(p) > \gamma$, se, e somente se, $y_t(p)/\mu_t$ se elevar no decorrer do período. Desse modo, sempre que $g_t(p)$ for uma função crescente para todo o percentil p , a desigualdade reduzir-se-á no decorrer do período. Se a curva de incidência de crescimento for superior a 0 para todo o percentil, haverá dominância de primeira ordem da distribuição no período t acima do período $t-1$. Caso a GIC mude de sinal, não se pode deduzir se o domínio de ordem superior é válido somente observando a GIC.

Após a exposição da metodologia do GIC, Ravallion e Chen (2003) apresentam a Taxa de Crescimento Pró-Pobre (RPPG). Os autores partem do índice de Watts (1968) para estabelecerem a taxa de crescimento pró-pobre. Esse índice satisfaz os axiomas do foco, monotonicidade e de transferência.

$$W_t = \int_0^{H_t} [z/y_t(p)] dp \quad (3)$$

Em que: $H_t = F_t(z)$ é o índice de incidência da pobreza e z é a linha de pobreza. Para obter uma medida de crescimento consoante com o índice de Watts, é necessário diferenciar a equação (3) em relação ao tempo. Desse modo, é possível perceber que $y_t(H_t) = z$.

$$\frac{dW_t}{dt} = - \frac{d \log y_t(p)}{dt} dp \quad (4)$$

Os autores ressaltam que a equação (4) é aproximadamente a integral da GIC até H_t . Dessa maneira, ao dividir a equação (4) por H_t , obtém-se a RPPG, que é a taxa média da renda entre a população pobre:

$$RPPG_t = \frac{1}{H_{t-1}} \int_0^{H_{t-1}} g_t(p) dp \quad (5)$$

De acordo com Pinto e Oliveira (2010, p. 337), “a RPPG calcula o resultado do crescimento pró-pobre entre o período t e a data base $t - 1$ ”. Ou seja, a RPPG corresponde à alteração ocorrida no índice de Watts (multiplicado por -1) dividida pela proporção de pobres (H). A interpretação do índice de Ravallion e Chen se dá pelo seguinte modo: caso seja positivo, a mudança é considerada como absolutamente pró-pobre.

4.2 Índice de Kakwani e Pernia

Outro índice estimado neste trabalho foi o de Kakwani e Pernia. O índice de crescimento pró-pobre de Kakwani e Pernia (2000) tem o objetivo de comparar as variações da renda efetiva com as mudanças que seriam verificadas com uma variação distributivamente neutra. Esse índice resulta da razão entre a mudança observada na pobreza e a variação que seria verificada na distribuição. Dessa forma, supõe-se que exista uma taxa de crescimento positiva de 12% entre os períodos 1 e 2. Então a elasticidade da pobreza pode ser delimitada por:

$$\eta = P_{12}/g_{12} \quad (6)$$

Essa expressão é compreendida como a mudança proporcional na pobreza total quando existe uma taxa de crescimento positivo de 1%. Do mesmo modo, pode-se delimitar:

$$\eta_g = G_{12}/g_{12} \quad (7)$$

$$\eta_I = I_{12}/g_{12} \quad (8)$$

Em que: η é a mudança proporcional da pobreza quando existe uma taxa de crescimento positiva de 1%, desde que não ocorra uma mudança na desigualdade relativa; e η_g é a mudança proporcional da pobreza quando existe uma variação na desigualdade, porém a renda média não se altera. Assim:

$$\eta = \eta_g + \eta_I \quad (9)$$

A expressão acima demonstra a soma do efeito do crescimento sobre a pobreza (η_g) e do efeito da desigualdade na pobreza (η_I), ocasionado pela mudança na desigualdade. Portanto, a mudança proporcional na pobreza provocada por uma taxa de crescimento positiva de 1% na economia é dada pela soma desses dois fatores. O η_g será sempre negativo, indicando que o crescimento diminuirá a pobreza quando a desigualdade relativa não se alterar. Por outro lado, o η_I pode ser positivo ou negativo, sendo que se η_I for negativo, implica que o crescimento acarretou uma mudança na distribuição de renda em favor da população pobre. Tal crescimento pode ser descrito como crescimento pró-pobre. Caso η_I seja positivo, a população não pobre se beneficia proporcionalmente mais que a pobre. Para tanto, o índice de crescimento pró-pobre pode ser descrito pela seguinte expressão:

$$\emptyset = \eta/\eta_g \quad (10)$$

Então, \emptyset será maior que 1, caso $\eta_I < 0$, o que indica que o crescimento é estritamente favorável aos pobres. Caso $0 < \emptyset < 1$, implica que $\eta_I > 0$, porém a pobreza ainda se reduz devido ao crescimento. Se $\emptyset < 0$, o crescimento econômico não beneficia a população pobre; esse cenário indica uma elevação da pobreza.

Quando a taxa de crescimento da renda for negativa, ocasionará uma elevação da pobreza, cenário que terá η e η_g positivos. Caso não ocorra uma redistribuição de renda devido ao crescimento negativo, a pobreza se elevaria em η_g por cento (isso acontece devido ao decréscimo de 1% na taxa de crescimento), ao mesmo tempo em que a elevação real da pobreza será de η por cento. Dessa maneira, a taxa de crescimento da renda será benéfica aos pobres se $\eta < \eta_g$ e favorável aos não pobres se $\eta > \eta_g$. Ou seja, esse cenário será pró-pobre quando a taxa de crescimento da renda negativa suceder uma piora na incidência da pobreza proporcionalmente inferior à elevação proporcional da pobreza provocada pela taxa de crescimento (nesse caso, negativo). Isto é, esse contexto levará a um processo redistributivo em favor dos pobres da distribuição de renda. Assim sendo, quando a taxa de crescimento for negativa, o índice será definido da seguinte maneira:

$$\emptyset = \eta_g/\eta \quad (11)$$

Diante da equação (11), a taxa de crescimento da renda negativa será pró-pobre quando $\emptyset > 1$ e não pró-pobre se $\emptyset < 1$. Julga-se importante esse índice de crescimento pró-pobre, pois de acordo com Kakwani e Pernia (2000), o índice pode ser empregado para desenvolver políticas públicas em benefício dos pobres. A computação do índice pode ser desenvolvida para qualquer setor ou região de uma nação. Além disso, também possibilita avaliar os efeitos dos projetos que englobam o crescimento pró-pobre.

4.3 Taxa de Crescimento Equivalente à Pobreza (PEGR)

Por fim, outro índice estimado foi a PEGR. Para verificar de que maneira o crescimento da renda média influencia a redução da pobreza, Kakwani, Khandker e Son (2004) entendem que é necessário mensurar os fatores que colaboram para essa queda. Dessa maneira, os autores acreditam que uma diminuição da pobreza está relacionada com a magnitude da taxa de crescimento da renda média, ou seja, quanto maior a taxa de crescimento, maior será a redução da pobreza. Além disso, essa redução depende do impacto do crescimento da renda oriundo de mudanças na desigualdade, isto é, uma elevação da desigualdade diminui os efeitos do crescimento na pobreza. Partindo do índice de proporção de pobres para considerar a intensidade da pobreza, define-se o grau de privação absoluta enfrentada por uma pessoa com renda x dada por:

$$\begin{aligned} \text{Dep}(x) &= P(z, x) && \text{com } x < z \\ \text{Dep}(x) &= 0 && \text{com } x \geq z \end{aligned} \quad (12)$$

Em que $P(z, x)$ é uma função homogênea de grau zero em z e x .

$$\frac{\partial P(z,x)}{\partial x} < 0$$

$$\frac{\partial^2 P(z,x)}{\partial x^2} > 0$$

Isso sugere que a privação se reduz monotonicamente com a renda em relação a uma taxa crescente. Por conseguinte, o grau de pobreza na sociedade pode ser mensurado por meio da privação média enfrentada pela sociedade, denotada como:

$$\theta = \int_0^z P(z, x) f(x) dx, \quad (13)$$

em que $f(x)$ é a função densidade de probabilidade de x .

Para mensurar os dois impactos que colaboram para a queda da pobreza, descritos no limiar dessa seção, é necessário diferenciar a equação (13). Assim, tem-se:

$$\frac{d\theta}{\theta} = \frac{1}{\theta} \int_0^z \frac{\partial P}{\partial x} d(x) f(x) dx, \quad (14)$$

que deriva da suposição de que $P(z, z) = 0$. Isso sugere que se a renda de uma pessoa for equivalente à linha de pobreza, essa pessoa não enfrentará nenhuma privação. Supõe-se que $x(p)$ é o nível de renda da população no percentil ^{ésimo}, então a equação (14) pode ser expressa da seguinte maneira:

$$dL_n(\theta) = \frac{1}{\theta} \int_0^H \frac{\partial P}{\partial x} x(p)g(p)dp, \quad (15)$$

em que $g(p) = dL_n(x(p))$ representa a taxa de crescimento da renda dos indivíduos no percentil ^{ésimo}.

Seja $L(p)$ a função de Lorenz que mensura o compartilhamento total de renda usufruída pela proporção superior p da população, quando as pessoas dessa população são ordenadas em ordem ascendente conforme suas rendas, tem-se⁵:

$$x(p) = \mu L'(p), \quad (16)$$

em que μ é a renda média da sociedade e $L'(p)$ é a derivada primeira da função de Lorenz. Acrescentando o logaritmo na equação (16) e diferenciando-o, obtém-se a seguinte expressão:

$$d\ln(x(p)) = d\ln(\mu) + d\ln(L'(p)),$$

5 Nessa parte do processo metodológico, Kakwani, Khandker e Son (2004) seguiram a metodologia de Kakwani (1980).

que pode ser transformada pela equação (17):

$$g(p) = \gamma + d\text{Ln}(L'(p)), \quad (17)$$

em que $\gamma = d\text{Ln}(\mu)$ é a taxa de crescimento da renda média. Ao substituir a equação (17) na equação (15), tem-se:

$$d\text{Ln}(\theta) = \gamma\eta + \frac{1}{\theta} \int_0^H \frac{\partial P}{\partial x} x(p) d\text{Ln}(L'(p)) dp, \quad (18)$$

em que:

$$\eta = \frac{1}{\theta} \int_0^H \frac{\partial P}{\partial x} x(p) dp \quad (19)$$

A equação (19) é a elasticidade do crescimento da pobreza⁶, que representa a mudança percentual da pobreza quando ocorre um crescimento de 1% na renda média da sociedade, desde que o crescimento não altere a desigualdade, ou seja, quando toda população auferir os mesmos benefícios do crescimento. Essa elasticidade será sempre negativa. Nesse ponto da metodologia, é necessário dividir a equação (18) por γ , em que se obtém:

$$\delta = \eta + \zeta, \quad (20)$$

em que: $\delta = d\text{Ln}(\theta)/\gamma$ é a elasticidade total da pobreza e $\zeta = \frac{1}{\theta\gamma} \int_0^H \frac{\partial P}{\partial x} x(p) d\text{Ln}(L'(p)) dp$ mensura o efeito da redução da pobreza conforme a desigualdade. Isso demonstra como as mudanças na pobreza ocorrem em detrimento das variações na desigualdade que são acompanhadas pelo processo de crescimento. Para tanto, o crescimento é pró-pobre se a variação da desigualdade que acompanha o crescimento atenuar a pobreza total, ou seja, o crescimento será pró-pobre se a elasticidade total da pobreza for superior à elasticidade do crescimento da pobreza.

Após todas essas formulações necessárias, é a vez de inserir a PEGR elaborada por Kakwani, Khandker e Son (2004). A PEGR é a taxa de crescimento γ^* que ocasionará o mesmo nível de redução da pobreza que a taxa de crescimento γ , caso o crescimento não seja acompanhado por nenhuma alteração na desigualdade. Assim sendo, a taxa proporcional real de redução da pobreza é dada por $\delta\gamma$, em que δ corresponde à elasticidade total da pobreza. Então, se o crescimento for distributivamente neutro, a taxa de crescimento γ^* atingirá uma contração proporcional da pobreza equivalente a $\eta\gamma^*$, que necessitaria ser equivalente a $\delta\gamma$. Desse modo, a PEGR representada por γ^* será expressa da seguinte maneira:

$$\gamma^* = (\delta/\eta)\gamma = \emptyset \gamma, \quad (21)$$

6 Metodologia derivada de Kakwani (1993).

em que $\emptyset = \delta/\eta$ é o índice de crescimento pró-pobre elaborado por Kakwani e Pernia (2000), discutido na seção anterior. A equação (21) sugere que o crescimento é pró-pobre se γ^* for maior que γ , e o contrário também é válido. Caso γ^* varie entre 0 e γ , o crescimento é acompanhado por uma crescente desigualdade, porém haverá uma queda na pobreza. Esse cenário pode ser descrito como um processo lento, dado que os pobres auferem proporcionalmente menos benefícios do crescimento em relação aos não pobres.

A taxa de crescimento da renda positiva pode acarretar uma elevação dos níveis de pobreza, quando γ^* é negativa. Esse contexto ocorre quando a desigualdade cresce tanto que o benefício do crescimento da renda é mais do que compensado pelo efeito adverso da elevação da desigualdade. Quando a taxa de crescimento da renda for negativa, normalmente a pobreza tende a aumentar. Contudo, nesse cenário os pobres podem ser menos prejudicados em comparação aos não pobres. Caso $\gamma < \gamma^* < 0$, os indivíduos pobres são afetados proporcionalmente menos do que os não pobres. Por outro lado, se $\gamma^* < \gamma < 0$, os pobres são prejudicados proporcionalmente mais do que os não pobres.

Em suma, Kakwani, Khandker e Son (2004) procuraram verificar se o crescimento é pró-pobre calculando “taxas de crescimento equivalentes para a pobreza”, em vez de utilizar apenas as taxas frequentes de crescimento da renda média. Apresentados os três índices utilizados, na próxima seção serão evidenciados os resultados deste estudo.

5 RESULTADOS E DISCUSSÕES

Após 2015, o território brasileiro se deparou com mudanças econômicas e políticas, caracterizadas pela diminuição do PIB, aumento da pobreza, desigualdade e desemprego. A segunda década do século XXI não trouxe resultados positivos para os índices de pobreza e desigualdade, na medida em que a crise econômica vivenciada no País afetou negativamente esses indicadores (NERI, 2019; PEDROSO, 2020). Dessa forma, torna-se importante analisar o crescimento pró-pobre nesse período.

Alguns autores, como Godoy e Rodrigues (2017), buscaram verificar se houve crescimento pró-pobre nos estados brasileiros em períodos anteriores. Por meio de metodologias para estimação da elasticidade renda-pobreza e com utilização dos dados da PNAD dos anos de 2003 e 2013, os autores concluíram que o processo de crescimento favoreceu os mais pobres nesse período. Encontrou-se que o crescimento foi pró-pobre em 23 unidades federativas, com ênfase para a Região Centro-Oeste do Brasil. Além disso, os autores evidenciaram que as Regiões Norte e Nordeste apresentaram índices de crescimento pró-pobre inferiores, em comparação às demais regiões.

Resende, Mata e Carvalho (2007) utilizaram os dados dos Censos e tabulações do Atlas de Desenvolvimento Econômico para analisar o crescimento pró-pobre no Brasil. Os autores concluíram que existem distintos padrões de crescimento no Brasil. Pinto e Oliveira (2010) também analisaram o crescimento pró-pobre nos estados brasileiros. Os resultados apontados pelos autores foram significativamente diferentes para os estados e regiões do território brasileiro.

O Brasil é um país com grande diversidade regional. É mais evidente a presença da pobreza nas Regiões Nordeste e Norte do País, sendo que o número de pobres diminui em direção ao Sul e Centro-Oeste, o que denota a existência de um componente regional para a pobreza (ROCHA, 1996). Por esse motivo, os resultados desta análise foram agrupados por regiões geográficas.

Com o objetivo de analisar a relação entre crescimento da renda e pobreza nos estados brasileiros nos anos de 2016 e 2019, foram gerados os resultados conforme as metodologias apresentadas na seção anterior. Na Tabela 1, evidenciam-se os resultados dos índices de crescimento pró-pobre para as unidades federativas da Região Norte do Brasil em 2016 e 2019.

Tabela 1 – Índices de crescimento pró-pobre com base na análise da renda para os estados da Região Norte do Brasil em 2016 e 2019

	Estimativas					
	Taxa de crescimento da renda (g)	Índice de Ravallion e Chen	Índice de Ravallion e Chen - g	Índice de Kakwani e Pernia	PEGR	PEGR - g
RO	0,1583	0,0911	-0,0672	0,8707	0,1378	-0,0205
AC	0,0632	-0,0463	-0,1095	1,0041	0,0635	0,0003
AM	0,0348	-0,0622	-0,0970	0,7108	0,0247	-0,0101
RR	-0,1015	-0,4373	-0,3357	3,3754	-0,3427	-0,2412
PA	0,0420	-0,0273	-0,0693	-0,3616	-0,0152	-0,0571
AP	-0,0859	-0,0019	0,0841	0,0203	-0,0017	0,0842
TO	0,1270	-0,0466	-0,1736	-0,0388	-0,0049	-0,1320

Fonte: Elaboração dos autores com base nos dados da PNADC dos anos de 2016 e 2019.

Por meio da Tabela 1 percebe-se que, entre os estados do Norte do Brasil, Roraima e Amapá apresentaram taxas negativas de crescimento da renda (g). Nos demais estados, as taxas de crescimento da renda foram positivas. Contudo, os resultados negativos do índice de Ravallion e Chen, exceto para Rondônia, indicam que o crescimento não foi absolutamente pró-pobre na maioria dos estados. Assim, o crescimento da renda não foi capaz de reduzir a pobreza nessas localidades.

O índice de Kakwani e Pernia variou entre 0 e 1 para os estados de Rondônia (0,8707) e Amazonas (0,7108). Esses resultados apontam que, embora o crescimento da renda tenha sido suficiente para diminuir a pobreza nesses dois estados, os não pobres se beneficiaram proporcionalmente mais que os pobres desse crescimento. No estado do Acre, esse índice foi maior que 1, o que, associado a uma taxa positiva de crescimento da renda, demonstra que o crescimento foi estritamente pró-pobre nessa unidade da Federação.

A PEGR do Amazonas e Rondônia variou entre 0 e g, indicando que ocorreu uma queda da pobreza. Todavia, o crescimento da renda foi acompanhado por uma crescente desigualdade nesses estados. Esse cenário representa um processo lento em que os pobres recebem menos benefícios do crescimento em relação aos não pobres.

Com relação à subtração entre o índice de Ravallion e Chen e a taxa g, averigua-se que na maioria dos estados da Região Norte os resultados foram negativos. Isso assinala que o crescimento da renda entre os pobres dessas unidades federativas foi inferior ao crescimento da renda média, ou seja, a renda da população pobre foi afetada negativamente pela mudança na distribuição de renda. Por sua vez, a subtração entre a PEGR e a taxa g (verificada na sexta coluna da Tabela 1) também indica resultados negativos, com exceção do Acre e Amapá. Conseqüentemente, o crescimento da renda entre os pobres foi inferior ao crescimento da renda média.

Sendo assim, os resultados encontrados variam conforme o índice utilizado e o enfoque da análise. De maneira geral, tomando-se como base o índice de Ravallion e Chen, nota-se que o crescimento não foi pró-pobre na maioria dos estados da Região Norte. Esse resultado pode corroborar o resultado de Godoy e Rodrigues (2017), que encontraram índices de crescimento pró-pobre menores para os estados dessa região (e da Região Nordeste) ao analisarem um período de maior crescimento da renda.

Na Tabela 2 estão apresentados os resultados dos índices para os estados da Região Nordeste.

Tabela 2 – Índices de crescimento pró-pobre com base na análise da renda para os estados da Região Nordeste do Brasil em 2016 e 2019

	Estimativas					
	Taxa de crescimento da renda (g)	Índice de Ravallion e Chen	Índice de Ravallion e Chen - g	Índice de Kakwani e Pernia	PEGR	PEGR - g
MA	0,0020	-0,0892	-0,0912	-14,371	-0,0290	-0,0310
PI	0,0020	-0,0757	-0,0777	-567741	-114462	-114462

	Estimativas					
	Taxa de crescimento da renda (g)	Índice de Ravallion e Chen	Índice de Ravallion e Chen - g	Índice de Kakwani e Pernia	PEGR	PEGR - g
CE	0,1284	0,0345	-0,0939	0,5920	0,0760	-0,0524
RN	0,0467	-0,0958	-0,1424	-1,2680	-0,0592	-0,1058
PB	0,0687	-0,1063	-0,1751	0,1570	0,0108	-0,0580
PE	0,0025	-0,0800	-0,0825	-9,7763	-0,0249	-0,0274
AL	-0,0045	-0,0207	-0,0162	1,5734	-0,0071	-0,0026
SE	0,0119	-0,0844	-0,0964	-4,0805	-0,0487	-0,0607
BA	0,0658	-0,0411	-0,1069	0,3956	0,0260	-0,0398

Fonte: Elaboração dos autores com base nos dados da PNADC dos anos de 2016 e 2019.

Nos estados da Região Nordeste do Brasil observa-se que a taxa de crescimento da renda foi positiva em quase todas as unidades federativas, com exceção de Alagoas, que obteve uma taxa g negativa. Mas esse crescimento da renda não beneficiou as pessoas mais pobres, já que o índice de Ravallion e Chen foi negativo em praticamente todos os estados. Dessa maneira, a mudança distributiva na maioria dos estados foi absolutamente antipobre.

O índice de Kakwani e Pernia variou entre 0 e 1 no Ceará, Paraíba e Bahia, apontando que o efeito da desigualdade na pobreza (λ) foi positivo. Devido ao crescimento da renda, houve um decréscimo absoluto da pobreza, mas a população pobre se beneficiou proporcionalmente menos que a não pobre. Por sua vez, no estado de Alagoas o índice foi maior que 1, mas sua taxa de crescimento da renda foi negativa, o que aponta para uma elevação da pobreza nessa localidade, porém os resultados sugerem um processo redistributivo da renda a favor dos pobres. Nos demais estados (Pará, Maranhão, Piauí, Rio Grande do Norte, Pernambuco e Sergipe), os resultados do índice foram negativos, o que assinala que o crescimento da renda não favoreceu os pobres. Isso significa que aconteceu uma elevação da pobreza nesses territórios.

Com referência à PEGR, constata-se que no Ceará, Paraíba e Bahia os valores desse índice variaram entre 0 e g , indicando que ocorreu uma diminuição da pobreza. No entanto, o crescimento da renda foi combinado com uma crescente desigualdade de renda. Os outros estados da Região auferiram índices negativos, corroborando que houve um aumento nos níveis de pobreza dessas localidades.

Em uma análise do crescimento pró-pobre, Netto Júnior e Figueiredo (2011) utilizaram os dados da PNAD e concluíram que, no período de 1987-1993 o crescimento não foi pró-pobre, exceto na Bahia e no Ceará. Segundo os autores, no período de 1993-1999, somente na Bahia o crescimento não foi pró-pobre. Já entre 1999-2007, todas as regiões brasileiras experimentaram um crescimento pró-pobre. Por sua vez, os dados analisados no presente artigo sugerem um aumento da pobreza na maior parte dos estados do Nordeste. Além disso, o crescimento não foi pró-pobre em quase todos os estados estudados.

Na Tabela 3, têm-se os resultados para a Região Sudeste.

Tabela 3 – Índices de crescimento pró-pobre com base na análise da renda para os estados da Região Sudeste do Brasil em 2016 e 2019

	Estimativas					
	Taxa de crescimento da renda (g)	Índice de Ravallion e Chen	Índice de Ravallion e Chen - g	Índice de Kakwani e Pernia	PEGR	PEGR - g
MG	0,0496	0,0270	-0,0226	0,9976	0,0495	-0,0001
ES	0,1613	-0,0519	-0,2132	0,6124	0,0988	-0,0625
RJ	0,1700	-0,0978	-0,2678	-0,4986	-0,0848	-0,2548
SP	0,0026	-0,1127	-0,1153	-41,702	-0,1101	-0,1127

Fonte: Elaboração dos autores com base nos dados da PNADC dos anos de 2016 e 2019.

Na Tabela 3, nota-se que a taxa de crescimento da renda foi positiva para todos os estados da Região Sudeste do Brasil. Por meio dos resultados do índice de Ravallion e Chen, observa-se que, com exceção de Minas Gerais, nos demais estados o crescimento não foi pró-pobre, já que os resultados foram negativos.

O índice de Kakwani e Pernia variou entre 0 e 1 em Minas Gerais e no Espírito Santo, assinalando que houve diminuição da pobreza. Entretanto, os não pobres se beneficiaram proporcionalmente mais do crescimento da renda em comparação com os pobres desses estados. Já nos estados de São Paulo e Rio de Janeiro, houve uma elevação dos níveis de pobreza. Nesse caso, a população pobre não se favoreceu dos frutos do crescimento da renda.

Por meio da análise da PEGR, corrobora-se que houve uma queda da pobreza nos estados de Minas Gerais (0,0495) e Espírito Santo (0,0988). No entanto, o crescimento da renda foi acompanhado por um aumento da desigualdade. Em referência aos resultados da subtração entre a PEGR e a taxa de crescimento da renda, pode-se verificar que em todos os estados os valores foram negativos. Nesse sentido, o crescimento da renda entre os pobres foi inferior ao crescimento da renda média, o que induz concluir que as participações na renda dos pobres nesses estados foram negativamente afetadas pelas alterações na distribuição de renda.

Salvato, Araújo Júnior e Shikida (2013) também analisaram o crescimento pró-pobre. A análise foi realizada para a década de 1990 com base no Censo Demográfico. No processo metodológico, os autores utilizaram o método da elasticidade-renda da pobreza. Os resultados evidenciaram que, na comparação entre as regiões, o Sudeste obteve a maior elasticidade-renda da pobreza, e, entre os estados, essa elasticidade foi maior em São Paulo. Os autores também aplicaram a proposta de Ravallion e Chen (2003) e concluíram que o crescimento não foi pró-pobre nos anos 1990. Semelhantemente, o crescimento não foi pró-pobre no período estudado na presente pesquisa.

Quanto ao Sul, os resultados podem ser visualizados na Tabela 4.

Tabela 4 – Índices de crescimento pró-pobre com base na análise da renda para os estados da Região Sul do Brasil em 2016 e 2019

	Estimativas					
	Taxa de crescimento da renda (g)	Índice de Ravallion e Chen	Índice de Ravallion e Chen - g	Índice de Kakwani e Pernia	PEGR	PEGR - g
PR	0,0531	-0,0450	-0,0981	-0,4595	-0,0244	-0,0775
SC	0,0942	0,1329	0,0386	0,7053	0,0665	-0,0278
RS	0,0623	0,0113	-0,0511	-0,4643	-0,0289	-0,0913

Fonte: Elaboração dos autores com base nos dados da PNADC dos anos de 2016 e 2019.

Todos os estados da Região Sul do Brasil apresentaram taxa de crescimento da renda positiva. O índice de Ravallion e Chen evidenciou que em Santa Catarina e no Rio Grande do Sul a mudança foi absolutamente pró-pobre (resultados positivos). Por outro lado, no Paraná, o crescimento não foi pró-pobre (-0,0450).

Consoante aos resultados do índice de Kakwani e Pernia, verifica-se que em Santa Catarina esse índice variou entre 0 e 1, fator evidenciado também pela PEGR, que variou entre 0 g nesse estado. Logo, o crescimento da renda foi capaz de reduzir a pobreza. Contudo, é importante mencionar que os pobres auferiram proporcionalmente menos benefícios do crescimento da renda em comparação aos não pobres, uma vez que a subtração entre a PEGR e a taxa de crescimento da renda foi negativa.

No Paraná e no Rio Grande do Sul, o índice foi negativo, o que leva a concluir que o crescimento da renda não beneficiou os pobres nessas localidades. Esse fator pode ser comprovado tanto pelo índice de Kakwani e Pernia quanto pela PEGR. Além disso, as subtrações dos índices

indicam que a renda dos pobres foi afetada negativamente pela mudança distributiva da renda nos estados sulistas.

Por fim, na Tabela 5 estão apresentados os resultados para os estados da Região Centro-Oeste do Brasil no período de análise.

Tabela 5 – Índices de crescimento pró-pobre com base na análise da renda para os estados da Região Centro-Oeste do Brasil em 2016 e 2019

	Estimativas					PEGR	PEGR - g
	Taxa de crescimento da renda (g)	Índice de Ravallion e Chen	Índice de Ravallion e Chen - g	Índice de Kakwani e Pernia			
MS	0,0651	-0,0594	-0,1245	-0,3590	-0,0234	-0,0885	
MT	0,1152	-0,0844	-0,1995	0,7428	0,0856	-0,0296	
GO	0,0376	-0,0148	-0,0524	-0,5146	-0,0193	-0,0569	
DF	0,0187	0,0026	-0,0160	-0,1719	-0,0032	-0,0219	

Fonte: Elaboração dos autores com base nos dados da PNADC dos anos de 2016 e 2019.

Na Tabela 5 demonstra-se que, assim como foi observado entre os estados do Sul, a taxa de crescimento da renda foi positiva para todas as unidades federativas da Região Centro-Oeste. No Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Goiás, o crescimento não foi pró-pobre, ocorrendo um acréscimo absoluto na pobreza, denotado pelos índices positivos de Ravallion e Chen. No Distrito Federal, a mudança distributiva foi absolutamente pró-pobre (0,0026).

No Mato Grosso, devido ao crescimento da renda, ocorreu uma queda absoluta da pobreza. Isso porque o índice de Kakwani e Pernia variou entre 0 e 1 nesse estado. Na mesma linha de raciocínio, a PEGR positiva indica que apenas no Mato Grosso houve uma redução da pobreza. Apesar disso, os não pobres se beneficiaram mais que os pobres dos frutos do crescimento. A subtração entre a PEGR e a taxa g apontou que o crescimento da renda entre os indivíduos pobres foi menor que o crescimento da renda média.

Ananias (2015) encontrou um resultado semelhante para o estado do Mato Grosso. A autora analisou o crescimento pró-pobre nesse estado nos anos 2000 e 2010. Utilizando a metodologia de Kakwani e Pernia (2000) e os dados dos Censos Demográficos, a autora concluiu que o crescimento da renda média favoreceu mais a classe média do que os pobres.

Quanto aos demais estados da Região, os resultados dos índices foram negativos, o que aponta que o crescimento da renda não favoreceu a população pobre. Diante disso, houve um aumento em seus níveis de pobreza, não sendo benéfico para a população mais pobre.

Os resultados das diferentes operacionalizações do crescimento pró-pobre de 2016 e 2019 mostraram que, em quase todas as unidades da Federação, o crescimento da renda não foi favorável às pessoas pobres. É relevante ressaltar que, apesar de a maioria dos estados apresentarem taxas de crescimento da renda positivas, os frutos desse crescimento não colaboraram para a queda da pobreza em determinados estados brasileiros. O crescimento da renda dos pobres foi menor que o crescimento da renda média na maioria dos estados do Brasil. Além disso, os estados das Regiões Sudeste, Centro-Oeste e Sul estão entre os que apresentam os maiores índices de crescimento da renda em comparação com os índices das Regiões Nordeste e Norte.

Desse modo, a análise da relação entre crescimento e pobreza em um período de crise econômica apontou para uma situação desfavorável entre as pessoas pobres. Mesmo quando os índices sugeriram crescimento na renda, esse crescimento foi acompanhado por um aumento na desigualdade. Assim, faz-se necessária a recuperação do nível de emprego, do dinamismo do mercado de trabalho e do crescimento econômico, que podem contribuir para a reversão da condição de pobreza.

Além disso, essas políticas precisam ser combinadas com políticas sociais, no intuito de reverter esse cenário e propiciar a melhoria na qualidade de vida das pessoas em situação de pobreza no Brasil. A ampliação das políticas de transferência de renda e a valorização dos salários são exemplos de políticas que podem contribuir para a geração de resultados positivos em favor dos pobres.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

A relevância de se combater a pobreza tem sido agenda importante em distintos países do mundo. A busca pela diminuição da pobreza e a melhora das condições de vida da população embasam o desenvolvimento de pesquisas sobre o tema.

Após 2015, a crise econômica sofrida no Brasil justifica a análise da relação entre o crescimento e pobreza nesse período. Dessa maneira, nesta pesquisa buscou-se analisar o crescimento pró-pobre nos estados brasileiros nos anos de 2016 e 2019.

Para alcançar o objetivo proposto, foram utilizados os dados da PNADC para o período proposto na investigação. No intuito de verificar a relação crescimento da renda e pobreza, o estudo se baseou no índice de Ravallion e Chen, no índice de Kakwani e Pernia e na PEGR. A importância e vantagem de adotar as três metodologias perpassa pelas particularidades e contribuições que cada procedimento apresenta para a relação entre o crescimento da renda e pobreza.

Analisaram-se os estados brasileiros agrupados por regiões geográficas. Os resultados dos índices de crescimento pró-pobre permitiram concluir que em praticamente todos os estados do território brasileiro o crescimento da renda não beneficiou os indivíduos pobres. Percebeu-se que, na maioria dos casos, os não pobres se favoreceram proporcionalmente mais dos frutos do crescimento da renda quando comparados aos pobres. De maneira geral, houve um acréscimo da pobreza em quase todas as unidades federativas. Ademais, destaca-se que, mesmo que a maioria dos estados tenham apresentado taxas de crescimento da renda positivas no período analisado, os benefícios desse crescimento não contribuíram para a redução do nível de pobreza.

As conclusões expostas demonstram a necessidade de implementação de políticas públicas para que seja possível reverter o quadro desfavorável aos pobres, especialmente em um período de crise econômica, em que os pobres precisam de proteção social. Para tanto, faz-se necessário que haja políticas econômicas e sociais que colaborem para a redução dos índices de pobreza e desigualdade. É preciso que ocorra a ampliação das políticas sociais que objetivam a diminuição da pobreza. Ademais, é importante a participação ativa do Estado para propiciar mudanças na distribuição de renda e na qualidade de vida dos brasileiros que se encontram em condição de pobreza.

REFERÊNCIAS

ANANIAS, D. D. **Análise da inter-relação entre crescimento econômico, desigualdade e pobreza nas microrregiões mato-grossenses nos anos 2000 e 2010. 2015.** Dissertação (Mestrado em Agronegócios e Desenvolvimento Regional) – Universidade Federal de Mato Grosso, Cuiabá, MT, 2015.

ARAÚJO, T. F. **As inter-relações entre pobreza, desigualdade e crescimento nas mesorregiões mineiras, 1970-2000.** Dissertação (Mestrado em Economia) – Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional da Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte-MG, 2007.

- BAKOF, A. K. **Crescimento pró-pobre: conceitos, experiências, políticas públicas e uma análise empírica do Rio Grande do Sul na década de 1990**. Dissertação (Mestrado em Economia) – Programa de Pós-Graduação em Economia, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre-RS, 2006.
- BOURGUIGNON, F. The Growth Elasticity of Poverty Reduction: Explaining Heterogeneity across Countries and Time Periods. *In*: EICHER, T.; TURNOVSKY, S. **Inequality and Growth: Theory and Policy Implications**. Cambridge: The MIT Press, 2002.
- CARVALHO, A. X. A reforma trabalhista e o mito da geração de empregos. **Carta Social e do Trabalho**, n. 38, p. 12-31, 2018.
- CATTANI, A. D. Desigualdades Socioeconômicas: conceitos e problemas de pesquisa. **Sociologias**, n. 18, p. 74-99, 2007.
- DEININGER, K.; SQUIRE, L. A new data set measuring income inequality. **The World Bank Economic Review**, v. 10, n. 3, p. 565-591, 1996.
- DE PAULA, L. F.; PIRES, M. Crise e perspectivas para a economia brasileira. **Estudos Avançados** 31 (89), 2017.
- DINI, A.; LIPPIT, V. Poverty, from Orthodox to Heterodox Approaches: a Methodological Comparison Survey. **Working Paper**. University of California, Riverside, 2009. Disponível em: <http://economics.ucr.edu/repec/ucr/wpaper/09-10.pdf>. Acesso em: 01 jun. 2021.
- FREITAS, L. O. ENSAIO INICIAL SOBRE POBREZA E DESIGUALDADE SOCIAL: indicações políticas para a política de assistência social. **Revista de Políticas Públicas**, v. 8, n. 2, p. 93-112, 2015.
- GODOY, K. R.; RODRIGUES, R. V. Crescimento pró-pobre no Brasil: uma análise do período 2003-13 para os estados brasileiros. **Ensaios FEE**, v. 38, n. 1, p. 185-214, 2017.
- IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNADC) 2016, 2019**. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/trabalho/17270-pnadcontinua.html?=&t=o-que-e>. Acesso em: 15 maio 2021.
- IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Síntese de Indicadores Sociais: uma análise das condições de vida da população brasileira 2019**. Rio de Janeiro: IBGE, 2019.
- KAKWANI, N.; PERNIA, E. M. What is Pro-poor Growth? **Asian development review**, v. 18, n. 1, p. 1-16, 2000.
- KAKWANI, N.; SON, H. H. Pro-poor growth: Concepts and measurement with country case studies. **The Pakistan Development Review**, v. 42, n. 4, p. 417-444, 2003.
- KAKWANI, N.; KHANDKER, S.; SON, H. H. Pro-Poor Growth: Concepts and Measurement with Country Case Studies. **International Poverty Centre: Working Paper**, n.1, p. 1-24, 2004.
- KAKWANI, N.; NERI, M. C.; SON, H. H. Linkages Between Pro-Poor Growth, Social Programs and Labor Market: The Recent Brazilian Experience. **World Development**, v. 38, n. 6, p. 881-894, 2010.
- KEYNES, J. **Teoria Geral do emprego, do juro e da moeda**. São Paulo: Nova Cultural, 1985 (Coleção Economistas).

- KUZNETS, S. Economic growth and income inequality. **The American economic review**, v. 45, n. 1, p. 1-28, 1955.
- MORAIS, N. L. F. **Crescimento pró-pobre no Brasil: análises para o Índice de Pobreza Multidimensional Municipal (IPM-M)**. Trabalho de Conclusão de Curso (Graduação em Economia) – Instituto de Economia e Relações Internacionais, Universidade Federal de Uberlândia, Uberlândia-MG, 2020.
- NERI, M. **A escalada da desigualdade: qual foi o impacto da crise sobre a distribuição de renda e a pobreza?** Rio de Janeiro: FGV Social, ago. 2019. Disponível em: <https://cps.fgv.br/desigualdade>. Acesso em: 15 fev. 2021.
- NETTO JUNIOR, J. L. S.; FIGUEIREDO, E. A. Crescimento pró-pobre no Brasil: uma análise primal e dual no período de 1987-2007. *In: ENCONTRO REGIONAL DE ECONOMIA*, 16., 2011, Fortaleza. **Anais...** Fortaleza: Fórum BNB de Desenvolvimento, 2011.
- OLIVEIRA, V. R.; JACINTO, P. A. Crescimento pró-pobre ou empobrecedor? Uma análise para os estados brasileiros, no período 1995-2011. **Nova Economia**, v. 25, n. 1, p. 161-180, 2015.
- PEDROSO, M. N. C. A pobreza e a desigualdade: uma realidade brasileira no século XXI. **Leituras de Economia Política**, n 31, p. 31-54, 2020.
- PINTO, M. S.; OLIVEIRA, J.C. Crescimento pró-pobre: análise dos estados brasileiros entre 1995 e 2007. **Revista de Economia Contemporânea**, v. 14, n. 2, p. 327-358, 2010.
- RAVALLION, M.; CHEN, S. Measuring pro-poor growth. **Economic Letters**, v. 78, n. 1, p. 93-99, 2003. Disponível em: <http://go.worldbank.org/QB55JPH8K0>. Acesso em: 15 maio 2021.
- RAVALLION, M. Pro-poor growth: A primer. World Bank: Policy, **Research Working Paper 3242**, 2004. Disponível em: <https://documents.worldbank.org/en/publication/documentsreports/documentdetail/358321468761705849/pro-poor-growth-a-primer>. Acesso em: 20 abr. 2021.
- RESENDE, G. M.; MATA, D.; CARVALHO, A. X. Y. Crescimento pró-pobre e distribuição de renda das capitais dos estados brasileiros. *In: CARVALHO, A. X. Y. et al. (org.). Ensaios de Economia Regional e Urbana*. Brasília, DF: IPEA, 2007. p. 21-46.
- ROCHA, S. Pobreza no Brasil: fatos básicos e implicações para política social. **Economia e Sociedade**, n 6, p. 141-152, 1996.
- SALVATO, M. A.; JUNIOR, A. F. A.; SHIKIDA, C. D. Crescimento Pró-Pobre no Brasil: uma avaliação empírica da década de 1990. **Revista Gestão & Políticas Públicas**, v. 3, n. 1, p. 18-37, 2013.
- SEN, A.K. **Desenvolvimento como liberdade**. São Paulo: Companhia de Letras, 2000.
- SEN, A.K. **Desigualdade Reexaminada**. Rio de Janeiro: Record, 2001. SOUZA, M.; JANNUZZI, P. M. Questões metodológicas acerca do dimensionamento da extrema pobreza no Brasil nos anos 2000. **Estudo Técnico nº08**. Brasília: Ministério do Desenvolvimento Social e Combate à Fome, 2014.
- SOUZA, N. J. **Desenvolvimento econômico**. 5. ed. São Paulo: Atlas, 2005.
- TRONCO, G. B.; RAMOS, M. P. Linhas de pobreza no Plano Brasil Sem Miséria: análise crítica e proposta de alternativas para a medição da pobreza conforme metodologia de Sonia Rocha. **Revista de Administração Pública**, v. 51, n. 2, p. 294-311, 2017.

TROVÃO, C. J. B. M. **Desigualdade Multidimensional: uma abordagem keynesiana para o seu enfrentamento.** Tese (Doutorado em Economia) – Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico, IE/UNICAMP, Campinas-SP, 2015.

ESTRUTURA ECONÔMICA DA REGIÃO COSTEIRA NORDESTINA: UMA ABORDAGEM DO TIPO INSUMO-PRODUTO

Economic structure of the northeastern coastal region: an approach type input output

João Paulo Rêgo Magalhães

Graduação em Administração. Mestre em Economia pela Fundação Universidade Federal do Rio Grande (FURG). jprmrego@gmail.com

Rodrigo da Rocha Gonçalves

Economista. Doutor em Economia pela Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul (PUC/RS). Professor da Fundação Universidade Federal do Rio Grande (FURG). rrochagonalves@gmail.com

Cassius Rocha de Oliveira

Economista. Doutor em Economia pela Universidade Federal de Pernambuco (UFPE). Professor da Fundação Universidade Federal do Rio Grande (FURG). cassiusoliveira@furg.br

Resumo: A região costeira nordestina compreende 216 municípios em todos os nove estados, apresenta características sociodemográficas e econômicas importantes e concentra 54% do produto interno bruto (PIB) do Nordeste, tendo participação de 7,8% no PIB nacional em 2017. Por isso, o objetivo deste artigo foi estimar uma matriz insumo-produto, por meio do método do quociente locacional, buscando conhecer o perfil econômico da região a partir dos indicadores de análise. Em linhas gerais, os resultados indicam uma região especializada em atividades relacionadas à cadeia do petróleo (extração, refino e construção naval); indústria de transformação de alimentos, celulose, borracha, tintas e ferro; e serviços de transporte, energia, atividades científicas e turismo. Por fim, cabe ressaltar a necessidade da implantação de políticas socioeconômicas de sustentabilidade para a manutenção do potencial dos serviços ecossistêmicos da região.

Palavras-chave: região costeira; Nordeste; Brasil; matriz insumo-produto; perfil econômico.

Abstract: The northeastern coastal region comprises 216 municipalities in all 9 states, has important sociodemographic and economic characteristics, and concentrates 54% of the Northeast's GDP and has a 7.8% share of the national GDP in 2017. Therefore, the purpose of this article was estimate an Input-Output Matrix, through the Location Quotient method, seeking to know the economic profile of the region from the analysis indicators. In general terms, the results indicate a region specialized in activities related to the oil chain (extraction, refining and shipbuilding); food, cellulose, rubber, paint and iron processing industries; and transport, energy, scientific activities and tourism services. Finally, it is worth emphasizing the need to implement socio-economic sustainability policies to maintain the potential of ecosystem services in the region.

Keywords: coastal region; Northeast; Brazil; input output matrix; economic profile.

JEL Classification: R10; C67; Q57.

1 INTRODUÇÃO

A National Oceanic and Atmospheric Administration (NOAA, 2009) aponta que conhecer o valor dos recursos costeiros pode ser útil para que não se pague menos por algo de grande valor ou muito sobre algo que vale pouco. Parte do valor dos recursos costeiros, contudo, é atribuída aos serviços ecossistêmicos, e isso pode impactar o ocultamento de custos importantes. As decisões econômicas de longo prazo para a comunidade só fazem sentido quando o verdadeiro valor de um recurso costeiro é conhecido.

A Organização das Nações Unidas para a Ciência, Educação e Cultura (United Nations Educational, Scientific and Cultural Organization – UNESCO) propôs, em 2021, eventos para discutir o que chamou de Década da Ciência Oceânica para o Desenvolvimento Sustentável (2021-2030), com o objetivo de conscientizar a população do mundo inteiro a respeito da importância dos oceanos e incentivar a reflexão sobre ações que são urgentes e necessárias para proteger as regiões costeiras.

Dados da UNESCO (2021) indicam que apenas 1% dos orçamentos nacionais é destinado a pesquisas para a Ciência Oceânica. Os oceanos fornecem alimentos e condições de vida para 3 bilhões de pessoas, são responsáveis por 30 milhões de empregos diretos e geram uma riqueza de US\$ 3 trilhões anuais. Se fosse um país, a região oceânica teria a quinta maior economia do mundo.

Trabalhos de referência internacional mostram a importância ecológica, econômica e social da zona costeira para o mundo. Martínez et al. (2007) destacam que, num limite de 100 km, 72% da costa está coberta por ecossistemas naturais, e 28% foram alterados por atividades humanas. Além disso, o estudo destacou o Brasil como um dos países que têm as maiores áreas de ecossistemas aquáticos. Os autores concluíram que 21 das 33 megacidades do mundo se encontram na costa

Outro importante estudo é o de Luger (1993). O autor forneceu metodologia propícia a estimar o valor econômico das zonas costeiras, visando a construir estimativas de “produtos nacionais brutos (PNBs) originários”. Os resultados indicaram que a zona costeira é de fundamental importância para a economia de muitos estados e territórios e chega a representar mais de 50% de toda a atividade econômica dessas regiões administrativas.

No Brasil, a zona costeira “corresponde ao espaço geográfico de interação do ar, do mar e da terra, incluindo seus recursos renováveis ou não, abrangendo uma faixa marítima e uma faixa terrestre” (MMA, 2021b, n.p.). Ademais, abrange 8.500 km em 17 unidades federativas, contando com mais de 400 municípios, que são distribuídos do Norte (Oiapoque/AP) até o extremo Sul (Santa Vitória do Palmar/RS).

A região costeira nordestina representa 12% da totalidade dos municípios da Região, concentrando 22 milhões de habitantes, o que marca 39% do total regional. Nesse espaço geográfico, estão incluídas oito das nove capitais nordestinas (a exceção é Teresina-PI). O produto interno bruto (PIB) costeiro representou 54% do Nordeste em 2017, e o PIB *per capita* é, em média, 14% superior quando se leva em conta todas as 1.793 urbes situadas nessa importante região brasileira.

Dessa forma, este estudo objetiva estimar uma matriz insumo-produto (MIP) para a região, mensurando a estrutura econômica regional, a partir da regionalização da matriz insumo-produto nacional de 2017 pelo método do quociente locacional. Nesse sentido, foram utilizados dados de 2017 do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE): i) Contas Regionais, ii) indicadores municipais e iii) pesquisas anuais de agricultura, indústria e serviços. Por último, dados de empregos formais da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS).

A economia de regiões costeiras é tema difundido na literatura internacional. Cordier et al. (2011) quantificaram a interdependência entre sistemas econômicos e serviços ecossistêmicos (SE) analisados a partir de um modelo insumo-produto. Optou-se por um modelo de insumo-produto como forma de cobrir as interdependências entre serviços ambientais. Os resultados mostraram que a restauração de viveiros tem um alto custo e baixo impacto no cenário macroeconômico. Lillebø et al. (2017) analisaram como os ecossistemas marinhos podem apoiar essa agenda. Os

autores mostraram que atividades econômicas multissetoriais, como a extração de recursos minerais marinhos e o turismo de cruzeiro, por exemplo, são dependentes de ecossistemas saudáveis.

Por outro lado, no Brasil, existe uma carência de trabalhos que tratam questões relacionadas à economia costeira. Gonçalves, Oliveira e Johnston (2019) realizaram um estudo inovador sobre o perfil econômico da costa sul do Rio Grande do Sul e estimaram uma matriz insumo-produto regional, buscando conhecer a estrutura produtiva da região a partir dos indicadores de análise. Os resultados demonstraram que a economia da região é concentrada em atividades relacionadas à produção florestal, à atividade portuária e ao agronegócio. Por isso, este artigo tenta preencher tal lacuna, estudando a economia costeira nordestina.

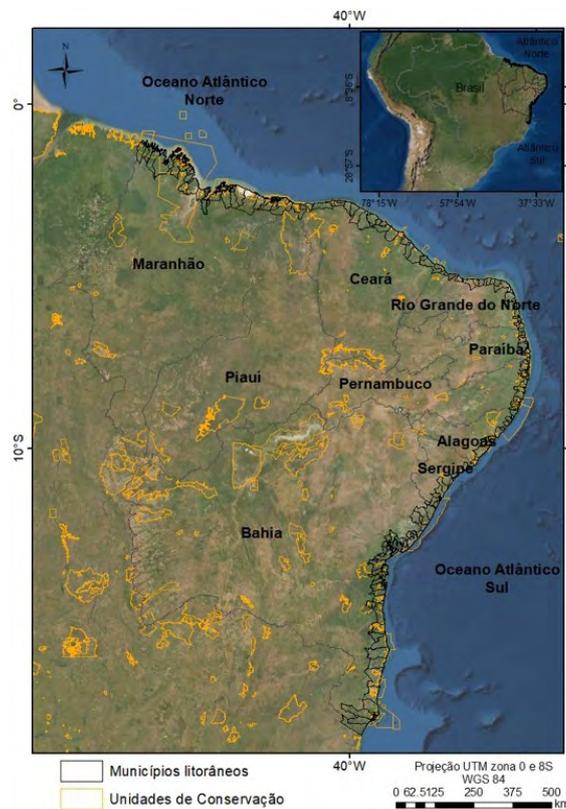
O artigo encontra-se estruturado em quatro seções, além desta introdução. Apresenta-se a região costeira nordestina na seção 2; os procedimentos metodológicos, na seção 3; discutem-se os resultados na seção 4 e a conclusão na seção 5.

2 A ZONA COSTEIRA NORDESTINA

Segundo o Ministério do Meio Ambiente (2021a), a zona costeira nordestina abrange todos os nove estados da Região: Alagoas, Bahia, Ceará, Maranhão, Paraíba, Pernambuco, Piauí, Rio Grande do Norte e Sergipe e compreende 216 municípios – sendo 215 deles continentais e um a ilha de Fernando de Noronha, localizada a 545 km da costa continental brasileira e pertencente ao estado de Pernambuco.

O Mapa 1 demonstra a distribuição geográfica da região costeira nordestina. As riquezas naturais da região se destacam na faixa que compreende desde o município de Carutapera, no Maranhão, até Mucuri, na Bahia. Os municípios costeiros, listados pelo MMA (2021a), estão presentes em todos os nove estados nordestinos. Chama atenção o grande número de unidades de conservação presentes em toda a região, indicando a importância do conhecimento do perfil econômico para a manutenção do equilíbrio econômico-ecológico.

Mapa 1 – Região costeira nordestina



Fonte: Elaborado pelos autores.

Aspectos econômicos, ecológicos e socioculturais dão uma característica importante à região costeira, especialmente quando se trata do Nordeste brasileiro, conhecido nacional e internacionalmente pelas belezas naturais e destino consolidado, cada vez mais, como receptor de turismo. Na literatura, encontram-se poucos estudos sobre essa faixa litorânea, que apresenta uma importância econômica enquanto geradora de empregos e renda.

A demografia também é um aspecto valioso. Segundo o Projeto Orla (MMA; MP, 2002), a região litorânea tende a ter maior densidade demográfica quando comparada, por exemplo, às regiões mais interiores – até mesmo em função de a ocupação territorial no Brasil ter se dado no sentido litoral-interior. Devido à formação colonial, de acordo com Cunha (2005), essa ocupação litoral-interior justifica um adensamento populacional significativo no litoral.

“Metade da população do país vive a menos de 200 km da orla marítima, apresentando-se extremamente concentrada no espaço.” (CUNHA, 2005, p. 2). As dez maiores cidades brasileiras se encontram nessa faixa, e somam 25 milhões de habitantes. Tal concentração demográfica causa a criação de conflitos e tem influência forte nas dinâmicas ambientais e ecossistemas biodiversos.

Tischer e Polette (2016), contudo, apontaram um problema: a ausência de indicadores socioambientais na costa brasileira, o que acaba por dificultar a implementação de instrumentos que possam colaborar na gestão de políticas públicas ambientais e urbanas no Brasil. Soma-se a isso o fato de que “não existe sequer uma clareza de quais seriam os indicadores adequados para estabelecer um sistema de gestão e governança eficiente e eficaz” (TISCHER; POLETTE, 2016, p. 357).

Os 216 municípios costeiros nordestinos estão localizados em todos os nove estados da Região. Numa análise mais regional, e conforme o Ministério do Meio Ambiente (2021a), se levarmos em conta o total de 1.793 municípios no Nordeste, temos, então, que 12% da totalidade (216) deles se localizam na região costeira nordestina. Com exceção de Teresina, no Piauí, todas as demais capitais estaduais nordestinas se encontram na costa de seus respectivos estados.

Segundo os dados do IBGE (2021), as oitos capitais litorâneas formam o grupo de urbes mais populosas da região, com destaque para as três maiores: Salvador, na Bahia, com 2.872.347 habitantes; Fortaleza, no Ceará, com população estimada em 2.669.342; e Recife, em Pernambuco, com 1.645.727 habitantes. Todas as estimativas populacionais são de 2019 e os dados se encontram na Tabela 1.

Tabela 1 – Comparativo populacional da região costeira em relação ao total de cada estado e da Região Nordeste

Estado/Região	População total	População costeira	Percentual populacional
Alagoas	3.337.357	1.462.812	44%
Bahia	14.873.064	5.051.310	34%
Ceará	9.132.078	4.651.182	51%
Maranhão	7.075.181	2.139.208	30%
Paraíba	4.018.127	1.258.609	31%
Pernambuco	9.557.071	4.239.381	44%
Piauí	3.273.227	200.457	6%
Rio Grande do Norte	3.506.853	1.867.661	53%
Sergipe	2.298.696	1.236.180	54%
NORDESTE	57.071.654	22.106.800	39%

Fonte: Os próprios autores, com base nos dados do IBGE (2021).

Quando se passa a contar a totalidade dos municípios litorâneos, como é foco deste estudo, tem-se que Sergipe é o estado com maior percentual populacional nessa área costeira: 54% dos habitantes desse estado se localizam na costa, ou seja, 1.236.180 sergipanos de um total de 2.298.696.

Por outro lado, temos o Piauí, com apenas 6% de moradores na mesma faixa: são apenas 200.457 piauienses vivendo na região costeira, frente à população estadual estimada em 3.273.227.

Destaca-se, ainda, que três dos nove estados nordestinos têm mais da metade dos residentes no litoral. São eles: Ceará, com 51%, Rio Grande do Norte, com 53%, e Sergipe, com 54%. Outro destaque é que, à exceção do Piauí, todos os estados têm ao menos 30% de seus moradores na costa, como é o caso do Maranhão (30%), da Paraíba (31%), da Bahia (34%), de Pernambuco (44%) e de Alagoas (44%).

Mas é em termos econômicos que a importância dos municípios costeiros se destaca frente ao Nordeste. Os 216 municípios costeiros apresentam 54% do PIB, que é a soma de todos os produtos e serviços produzidos num determinado período. Em números absolutos, e segundo o IBGE (2010), a zona litorânea participa no PIB nordestino com R\$ 519 bilhões. Os dados são de 2017 e fazem frente ao PIB total regional de R\$ 953 bilhões.

O estado com a maior participação no PIB costeiro é a Bahia, com R\$ 136 bilhões; seguido de Pernambuco, com R\$ 117 bilhões; Ceará, com R\$ 100 bilhões; Rio Grande do Norte, com R\$ 43 bilhões; Maranhão, com R\$ 37 bilhões; Alagoas, com R\$ 31 bilhões; Paraíba, com R\$ 27 bilhões; Sergipe, com R\$ 26 bilhões; e Piauí, com apenas R\$ 2 bilhões.

Tabela 2 – Comparativo por PIB e PIB *per capita* em 2017

UF/região	PIB total (em R\$ bi)	PIB costeiro (em R\$ bi)	Percentual	PIB <i>per capita</i> total (em R\$)	PIB <i>per capita</i> costeiro (em R\$)	Percentual
AL	53	31	58%	15.653,51	19.207,30	+ 23%
BA	269	136	51%	17.508,67	22.030,52	+26%
CE	148	100	68%	16.395,00	17.681,22	+ 8%
MA	90	37	41%	12.788,75	7.415,13	- 42%
PB	62	27	44%	15.498,00	20.859,93	+35%
PE	182	117	64%	19.164,52	28.889,27	+51%
PI	45	2	4%	14.089,78	10.346,69	- 27%
RN	64	43	67%	18.333,19	24.624,13	+ 34%
SE	41	26	63%	17.789,21	17.291,31	- 3%
Nordeste	953	519	54%	16.357,85	18.705,05	+ 14%

Fonte: Os próprios autores, com base nos dados do IBGE (2021).

Os dados da Tabela 2 mostram que o estado que tem a maior percentagem do PIB na faixa costeira é o Ceará, com 68%, seguido de perto pelo Rio Grande do Norte (67%), Pernambuco e Sergipe (com 64% cada), Alagoas (58%), Bahia (51%), Paraíba (44%), Maranhão (42%) e Piauí, com apenas 5% do PIB estadual concentrado na parte litorânea. Quanto ao PIB *per capita*, tem-se que, em nível regional, é de 14% acima da média total do Nordeste (R\$ 16.357,85 contando todos os municípios, e R\$ 18.705,05 quando se leva em conta apenas os 216 costeiros).

Enquanto Pernambuco apresenta PIB *per capita* costeiro 51% maior quando comparado ao total do estado, o Maranhão, por exemplo, tem PIB *per capita* costeiro 42% menor. À exceção de São Luís, com PIB *per capita* (2017) de R\$ 27.226,41, Bacabeira (R\$ 19.928,28) e São José de Ribamar (R\$ 11.315,20), todos os demais 32 municípios litorâneos maranhenses apresentam PIB *per capita* abaixo de R\$ 10.000,00, o que ajuda a baixar a média. Três deles, Icatu (R\$ 4.997,81), Primeira Cruz (R\$ 4.979,21) e Cajapió (R\$ 4.846,39), ficam numa faixa ainda mais baixa. Na média, os 35 municípios costeiros do Maranhão têm PIB *per capita* de R\$ 7.415,13, o número mais baixo da pesquisa.

Outro estado que apresenta PIB *per capita* costeiro abaixo do observado no total estadual é o Piauí. Sabe-se que apenas quatro municípios piauienses, de um total de 224, localizam-se no litoral: a média é de R\$ 10.346,69, frente ao número de R\$ 14.089,78, contando todos. Sergipe é mais uma unidade federativa que tem PIB *per capita* médio costeiro abaixo do observado no estado

como um todo: R\$ 17.291,31 contra R\$ 17.789,21. Mas o observado é apenas 3% menor, ainda que na região também se encontre a capital, Aracaju (que tem PIB *per capita* de R\$ 25.185,55). Não é, contudo, o maior do litoral sergipano: a cidade de Rosário do Catete tem PIB *per capita* de R\$ 42.943,73.

Quanto aos demais seis estados nordestinos, todos têm a relação PIB por quantidade de habitantes maior no litoral. É o caso do Ceará, com o sexto maior número. Em quantidade absoluta, o PIB *per capita* litorâneo cearense, em 2017, é de R\$ 17.681,22, o que representa +8% quando comparado ao observado nos 184 municípios: R\$ 16.395,00. Destacam-se os municípios de São Gonçalo do Amarante (R\$ 63.842,84) e Eusébio (R\$ 56.121,51), ambos localizados na região metropolitana de Fortaleza. A capital cearense, contudo, tem PIB *per capita* de R\$ 23.436,66.

3 METODOLOGIA E DADOS

O objetivo deste estudo é conhecer a estrutura econômica da região costeira nordestina. A estimação da matriz insumo-produto da região costeira nordestina foi realizada com base na regionalização na matriz nacional de 2017, estimada pelo Núcleo de Economia Regional e Urbana, da Universidade de São Paulo (NEREUS/USP). Os dados para regionalização foram extraídos da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) referentes a emprego formal; do IBGE, foram coletados dados das contas regionais, das pesquisas anuais de agricultura, indústria e serviços e dados de outras fontes.

3.1 Modelo insumo-produto com uma região e indicadores de análise

Segundo Guilhoto et al. (2010), uma matriz regional é estruturalmente parecida com uma matriz nacional, havendo diferença apenas no fato de que a exposição de importação/exportação se dá entre regiões do mesmo país. Dessa forma, partindo do coeficiente de insumo técnico regional:

$$a_{ij}^{LL} = \frac{z_{ij}^{LL}}{x_j^L} \quad (1)$$

Em que:

a_{ij}^{LL} são os elementos da matriz A^{LL} ;

z_{ij}^{LL} é do fluxo do bem i produzido na região L para o setor j da região L ;

x_j^L é do total da produção do setor j produzido na região L .

É possível calcular o impacto da variação da demanda final da região L , fazendo uma analogia ao que foi desenvolvido anteriormente:

$$X^L = (I - A^{LL})^{-1}Y^L \quad (2)$$

Buscando a construção de matrizes regionais, a literatura empírica sugere que sejam adotados métodos não censitários (indiretos). Um dos métodos indicados é o método biproporcional, conhecido como RAS, que não considera que as matrizes regionais mantenham suas estruturas temporalmente. Ademais, existe o método do quociente locacional (QL), em que se estimam os

quocientes locacionais que medem a concentração de cada setor na região analisada em relação à concentração na economia nacional (RIBEIRO; MONTENEGRO; PEREIRA, 2013).

3.1.1 Indicadores de análise

Com base no modelo básico de Leontief, pode-se medir o impacto que as mudanças ocorridas na demanda final (Y), ou no consumo das famílias, gastos do governo, investimentos e exportações, teriam sobre produção total, emprego, importações, impostos, salários, valor adicionado, entre outros. Sendo assim, tem-se:

$$\Delta X = (I - A)^{-1} \Delta Y \quad (3)$$

$$\Delta V = \hat{v} \Delta Y \quad (4)$$

Em que ΔY e ΔX são vetores ($n \times 1$) que demonstram a estratégia setorial e os impactos sobre o volume da produção; ΔV é um vetor ($n \times 1$) que retrata o impacto sobre qualquer uma das variáveis mencionadas acima; e \hat{v} é uma matriz diagonal ($n \times n$) em que os elementos da diagonal são os coeficientes de emprego, importações, impostos, salários, valor adicionado, entre outros, que são obtidos dividindo-se o valor utilizado dessas variáveis na produção total pela produção total do setor correspondente para cada setor, ou seja:

$$v_i = \frac{V_i}{X_i} \quad (5)$$

A soma de todos os elementos dos vetores ΔX e ΔV é utilizada para saber o impacto sobre o volume total da produção e de cada uma das variáveis que estão sendo analisadas. Cabe lembrar que, segundo Miller e Blair (2009), o modelo básico (produção) de Leontief é geralmente construído a partir de dados para uma região geográfica específica (nação, região, mesorregião, etc.), buscando verificar impactos econômicos de modificações exógenas na economia (MILLER; BLAIR, 2009). Seguindo a metodologia de Guilhoto (2011), através da equação (4), é possível estimar o quanto é gerado direta e indiretamente de emprego, importações, impostos, salários, valor adicionado, etc. para cada setor da economia, a cada unidade monetária produzida para a demanda final (GUILHOTO, 2011). Ou seja:

$$GV_j = \sum_{i=1}^n b_{ij} v_i \quad (6)$$

Em que:

GV_j é o impacto total, direto e indireto, sobre a variável em questão;

b_{ij} é o ij -ésimo elemento da matriz inversa de Leontief; e

v_i é o coeficiente direto da variável em questão.

A divisão dos geradores pelo respectivo coeficiente direto gera os multiplicadores, que mostram quanto é gerado, direta e indiretamente, de qualquer variável para cada unidade diretamente produzida desse item. O multiplicador do i -ésimo setor seria dado, então, por:

$$MV_i = \frac{GV_i}{v_i} \quad (7)$$

Em que MV_i representaria o multiplicador da variável em questão e as outras variáveis. Já o multiplicador de produção mostra o quanto se produz para cada unidade monetária gasta no consumo final e é definido como:

$$MP_j = \sum_{i=1}^n b_{ij} \quad (8)$$

Sendo MP_j o multiplicador de produção do j -ésimo setor e das outras variáveis. Quando o efeito de multiplicação só se limita à demanda de insumos intermediários, estes são chamados de multiplicadores do tipo I (modelo aberto). Porém, quando a demanda das famílias é endógena, eles recebem o nome de multiplicadores do tipo II (modelo fechado).

Ademais, quando se busca verificar o poder de encadeamento setorial e interligação em compras e vendas com outros setores, utilizam-se os índices de ligação para trás e para frente. Tais indicadores foram formulados por Rasmussen (1958) e Hirschman (1958), que mensuram o poder de dispersão dos encadeamentos a montante, ou para trás, e o índice de sensibilidade de dispersão dos encadeamentos a jusante, ou para frente (HIRSCHMAN, 1958; RASMUSSEN, 1958).

Desse modo, considerando (\mathbf{B}) como a matriz inversa de Leontief, b_{ij} como sendo um elemento da matriz inversa de Leontief, B^* como sendo a média de todos os elementos de (\mathbf{B}) , b_j e b_i como sendo respectivamente a soma de uma coluna e de uma linha típica de (\mathbf{B}) , têm-se, formalmente, os índices de ligação para trás e para frente, demonstrados abaixo.

Índices de ligações para trás (poder da dispersão):

$$U_j = [b_j/n]/B^* \quad (9)$$

Índices de ligações para frente (sensibilidade da dispersão):

$$U_i = [b_i/n]/B^* \quad (10)$$

Em que U_j é o coeficiente de ligação para trás, o qual mostra quanto é demandado por cada setor em seus encadeamentos para trás, ou seja, quanto um determinado setor compra dos outros setores. Por outro lado, U_i é o coeficiente de ligação para frente, o qual demonstra o quanto é ofertado por cada setor em seus encadeamentos para frente, ou seja, quanto um determinado setor vende para os outros setores da economia.

Por outro lado, buscando complementar os índices de ligação para frente e para trás, utiliza-se o campo de influência, associando os setores que apresentam os maiores índices de ligação dentro da economia. Segundo Guilhoto (2011), o campo de influência descreve como se distribuem as mudanças dos coeficientes diretos, demonstrando, assim, os impactos ligados ao sistema econômico, o que permite avaliar as relações dos setores que têm maior importância dentro de um processo produtivo (GUILHOTO, 2011).

A matriz dos coeficientes diretos é representada por $A = |a_{ij}|$ e define-se, a partir de então, $E = |\varepsilon_{ij}|$ como sendo a matriz de variações incrementais nos coeficientes diretos de insumo. As matrizes inversas de Leontief são determinadas por $B = I - A^{-1} = |b_{ij}|$ e $B(\varepsilon) = [I - A - \varepsilon]^{-1} = |b_{ij}(\varepsilon)|$.

Segundo Sonis e Hewings (1989, 1995), quando a variação só ocorre em um coeficiente direto, isso não é tão relevante (SONIS; HEWINGS, 1989, 1995). Isto é:

$$\varepsilon_{ij} = \begin{cases} \varepsilon & i = i_1, \quad j = j_1 \\ 0 & i \neq i_1, \text{ ou, } j \neq j_1 \end{cases} \quad (11)$$

O campo de influência dessa variação pode ser aproximado pela expressão:

$$F(\varepsilon_{ij}) = \frac{[B(\varepsilon_{ij}) - B]}{\varepsilon_{ij}} \quad (12)$$

Em que $F(\varepsilon_{ij})$ é uma matriz do campo de influência do coeficiente a_{ij} . Em virtude disso, para sabermos os coeficientes com os maiores campos de influência, é necessário associar a cada matriz $F(\varepsilon_{ij})$ um valor que seria dado a partir da equação a seguir:

$$S_{ij} = \sum_{k=1}^n \sum_{l=1}^n [\mathcal{F}_{kl}(\varepsilon_{ij})]^2 \quad (13)$$

Em que S_{ij} é o valor associado à matriz $F(\varepsilon_{ij})$. Desse modo, os coeficientes diretos que constituírem os valores mais altos de S_{ij} terão, conseqüentemente, os campos de influência mais altos dentro da economia.

3.2 Procedimentos para estimação da MIP 2017 da costa nordestina

A estimação da matriz insumo-produto regional da costa nordestina foi realizada a partir da utilização do método quociente locacional aplicado à matriz insumo-produto brasileira de 2017, estimada pelo Núcleo de Economia Regional e Urbana da Universidade de São Paulo (NEREUS/USP). A matriz estimada utiliza a mesma estrutura setorial da matriz nacional de 2017 e segue a mesma estrutura teórica.

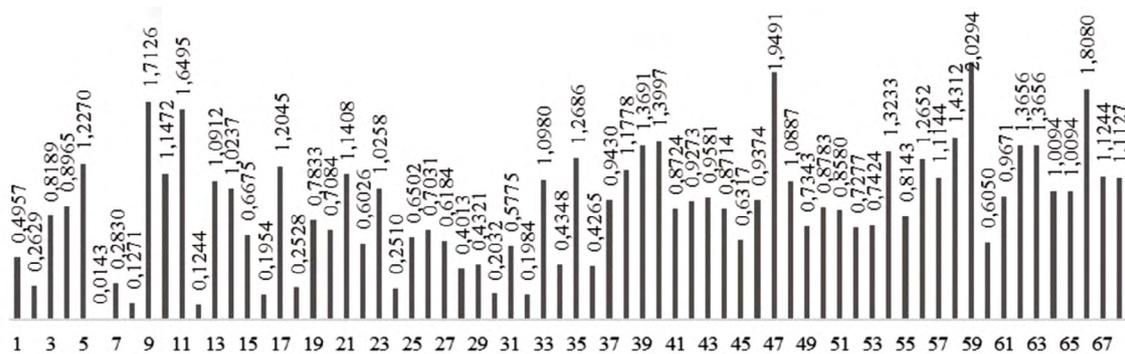
Ainda que a última MIP, de 2017, apresente um detalhamento de produtos e setores, torna-se necessária a compatibilização das contas nacionais do IBGE, contas regionais e dados da RAIS de 2017 sobre o mercado de trabalho na região costeira do Nordeste e no País (BRASIL, 2017). A compatibilização da RAIS foi realizada pela Classificação Nacional de Atividades Econômicas, versão 2.0 (CNAE 2.0). Seguindo expressamente a comissão de classificação do IBGE (Comissão Nacional de Classificação – CONCLA), as 672 atividades foram classificadas em 68 setores¹.

Segundo Miller e Blair (2009), o método do quociente locacional (QL) é uma maneira de analisar o nível de especialização dos setores produtivos de uma região, pois ele compara a participação do setor em uma determinada região com sua participação em uma região maior. Se o valor encontrado for maior que um, significa que a região é especializada naquele setor, sendo sua produção suficiente para atender ao mercado local, produzindo excedentes exportáveis. Por outro lado, se for inferior a um, a região não é especializada no setor (MILLER; BLAIR, 2009).

1 A estrutura setorial da matriz pode ser vista em: <http://www.usp.br/nereus/?fontes=dados-matrizes>. Acesso em: 12 jul. 2021.

Os resultados dos quocientes locacionais estão no Gráfico 1. Observa-se que a costa nordestina possui uma especialização de emprego nos setores de outras atividades administrativas e serviços complementares (59); alojamento (47); atividades artísticas, criativas e de espetáculos (66); fabricação e refino de açúcar (9); fabricação de bebidas (11); aluguéis não imobiliários e gestão de ativos de propriedade intelectual (58); construção (40); água, esgoto e gestão de resíduos (39); e outros setores.

Gráfico 1 – Quociente locacional do emprego na região costeira nordestina em 2017



Fonte: Elaborado pelos autores.

Depois do cálculo do QL de emprego nos setores da região, foi estimada a matriz de coeficientes técnicos da região. Quando o valor do QL da atividade econômica foi maior ou igual a um (1), utilizou-se o coeficiente técnico nacional, porém, quando o valor do QL foi menor que um (1), multiplicou-se a linha da matriz nacional pelo valor do QL encontrado no setor na região.

O passo seguinte foi a estimação do valor bruto de produção (VBP) e do valor adicionado bruto (VAB). Seguindo os procedimentos de Miller e Blair (2009), esses valores foram estimados da seguinte forma:

$$VBP_j^{COSTANE} = [VBP_i^{BR} * E_i^{COSTANE}] / E_i^{BR} \quad (14)$$

$$VAB_j^{COSTANE} = [VAB_i^{BR} * E_i^{COSTANE}] / E_i^{BR} \quad (15)$$

Em que $E_i^{COSTANE}$ e E_i^{BR} são, respectivamente, o número de vínculos ativos da RAIS na região e no Brasil.

Com base na matriz de coeficientes regional estimada, e com o VBP, calculam-se os valores da matriz de consumo intermediário (CI), multiplicando o VBP_j^{BR} pela matriz de coeficientes técnicos regional. Desse modo, tem-se a matriz de $CI_{ij}^{COSTANE}$ regional, considerando o $VAB_j^{COSTANE}$ setorial da região e, somando este com o $CI_j^{COSTANE}$, obtém-se o VBP final. Os valores, em reais, de consumo intermediário e valor adicionado bruto foram extraídos das contas regionais do IBGE (2010) por estado e desagregados por município.

Após calculada a soma das colunas da matriz de uso da região, foi estimada a demanda final (total) como resíduos do modelo. Posteriormente, foi utilizado o procedimento RAS para o equilíbrio da matriz de usos. Por último, a demanda final foi desagregada, levando em consideração a participação percentual em cada componente no total.

Partindo da matriz, foi calculada a matriz de coeficientes técnicos da região e, logo após, foram calculadas as matrizes de Leontief dos modelos aberto e fechado de produção, o qual produziu os

geradores, multiplicadores e índices de ligação, conforme Guilhoto et al. (2010), e o campo de influência do modelo aberto, seguindo Miller e Blair (2009).

4 RESULTADOS E DISCUSSÕES

Esta seção se inicia com a desagregação do PIB, com dados expostos em uma tabela que mostra a participação percentual de cada setor no PIB da região costeira do Nordeste, tema deste trabalho. Em seguida, parte-se para a análise dos setores-chave da economia, incluindo os índices de ligação para frente e para trás. Dando prosseguimento, são estudados os multiplicadores da produção para os modelos aberto e fechado e, por fim, faz-se uma análise dos geradores e dos multiplicadores.

4.1 Desagregação do PIB

O setor de atividades imobiliárias, como se observa na Tabela 3, apresenta o maior percentual de participação no PIB costeiro nordestino: 11,2%. Segundo dados da MIP da região, estão compreendidos, nessa seção, os proprietários, agentes e corretores de imóveis que operam nas atividades de compra, venda e aluguel imobiliário, além de outros serviços. Ademais, há, ainda, as administrações de condomínios, *shoppings centers* e demais imóveis, atividades essas que podem ser desenvolvidas pelo proprietário ou por meio de locação. Pode-se levar em conta a força do setor de turismo na região, com ampla atividade de compras e aluguéis de imóveis para dentro e fora da temporada.

Os setores relacionados ao turismo também são importantes na composição do PIB, tais como atividades imobiliárias, alimentação, alojamento e transporte. Essa temática foi objeto de estudo de Casimiro Filho e Guilhoto (2003), que estimaram uma matriz insumo-produto para a economia turística brasileira. Entre os setores-chave, foram identificados os segmentos de transporte aéreo regular e não regular, agências e organizadores de viagens, estabelecimentos hoteleiros e alojamentos temporários, entre outros, e sugeriu-se a formação de um banco de dados que permita construir modelos a fim de contribuir com o setor, que tem considerável importância para a economia brasileira.

Tabela 3 – Desagregação setorial no PIB da região

Setor	%
Atividades imobiliárias	11,2042
Comércio por atacado e varejo, exceto veículos automotores	9,8167
Administração pública, defesa e seguridade social	9,0254
Construção	6,2174
Educação pública	5,9852
Outras atividades administrativas e serviços complementares	5,4237
Intermediação financeira, seguros e previdência complementar	5,1238
Transporte terrestre	2,6519
Energia elétrica, gás natural e outras utilidades	2,6189
Saúde privada	2,6107
Alimentação	2,4458
Saúde pública	2,1642
Educação privada	2,0605
Atividades jurídicas, contábeis, consultoria e sedes de empresas	1,8920
Refino de petróleo e coquerias	1,8236
Agricultura, inclusive o apoio à agricultura e à pós-colheita	1,7394
Organizações associativas e outros serviços pessoais	1,5964
Outros produtos alimentares	1,5915

Setor	%
Comércio e reparação de veículos automotores e motocicletas	1,4327
Extração de petróleo e gás, inclusive as atividades de apoio	1,3850
Fabricação de químicos orgânicos e inorgânicos, resinas e elastômeros	1,3587
Desenvolvimento de sistemas e outros serviços de informação	1,2002
Serviços domésticos	1,1897
Armazenamento, atividades auxiliares dos transportes e correio	1,1381
Telecomunicações	1,1149
Água, esgoto e gestão de resíduos	1,0638
Demais setores	14,1253
Total	100,0000

Fonte: Dados extraídos da matriz da região.

Em segundo lugar, tem-se o setor de comércio por atacado e varejo, exceto veículos automotores. Trata-se de uma etapa intermediária da distribuição de produtos, com foco na venda de mercadorias no varejo a empresas e demais estabelecimentos, como cooperativas; além de demais vendas no atacado, com exceção do comércio de veículos automotores e de motocicletas, incluindo peças e acessórios. O setor responde por 9,8% do PIB costeiro do Nordeste.

A administração pública, defesa e seguridade social é o setor com a terceira maior participação: 9%. O setor compreende as atividades não mercantis e de administração geral das três esferas de governo e das forças armadas, principalmente defesa naval. O setor de construção é o quarto em importância econômica, com 6,2% de participação. Em quinto lugar, encontra-se a educação pública, com aproximadamente 6%, e nela se incluem os diferentes níveis de estudo, como os ensinamentos regular e profissionalizante, educação continuada, academias militares, educação especial e a distância, creches e grandes universidades públicas e privadas.

4.2 Índices de ligação e setores-chave da economia

Segundo Guilhoto et al. (2010), os índices de ligações para frente e para trás, de Rasmussen-Hirschman, indicam a sensibilidade da dispersão e o poder da dispersão, respectivamente. O índice de ligação para frente determina o quanto um setor é demandado pelos outros, enquanto o índice de ligação para trás mostra o quanto um setor compra de outros setores. Setores-chave são aqueles em que o índice é maior do que 1 em cada uma das duas ligações e denotam a especialização econômica da região.

Destacam-se, entre os índices de ligação para frente, os setores de agricultura (1), refino de petróleo e coqueiras (19), energia elétrica, gás natural e outras utilidades (38), comércio por atacado e varejo (42) e transporte terrestre (43). Em outras palavras, os índices mostram que esses setores vendem bastante. Quanto aos setores que demandam de outros, ou seja, os índices de ligação para trás, há destaques para: abate e produtos de carne, incluindo laticínios e pesca (8), fabricação e refino de açúcar (9), fabricação de biocombustíveis (20), fabricação de automóveis (33) e outras atividades profissionais, científicas e técnicas (57).

O setor sucroalcooleiro, que historicamente tem grande importância enquanto produto de exportação no Brasil, foi objeto de estudo de Marjotta-Maistro e Guilhoto (2000). Os autores fizeram uma análise dos índices de ligação nas décadas de 1980 e 1990 e mostraram que a importância econômica do setor pouco se alterou naquele tempo. Até hoje, o setor tem importância destacável na economia nordestina, aqui observada na região costeira.

Outro setor que chama bastante atenção é o de outras atividades administrativas e serviços complementares (59), no qual se encontram os serviços de agências de viagens e operadores turísticos. Com índice de ligação para frente de 1,6466, o setor já foi objeto de estudo de Souza (2014). No trabalho, a autora constatou que o turismo representava 2,77% do PIB regional nordestino,

frente a 2,27% no Brasil, em 2009. Outro estudo que mostra a importância do turismo é o de Ribeiro, Andrade e Motta (2014), que apontou os impactos econômicos dos gastos turísticos em Sergipe: os resultados indicaram uma expansão de 2,97% no PIB estadual e a criação de 46 mil novos postos de trabalho.

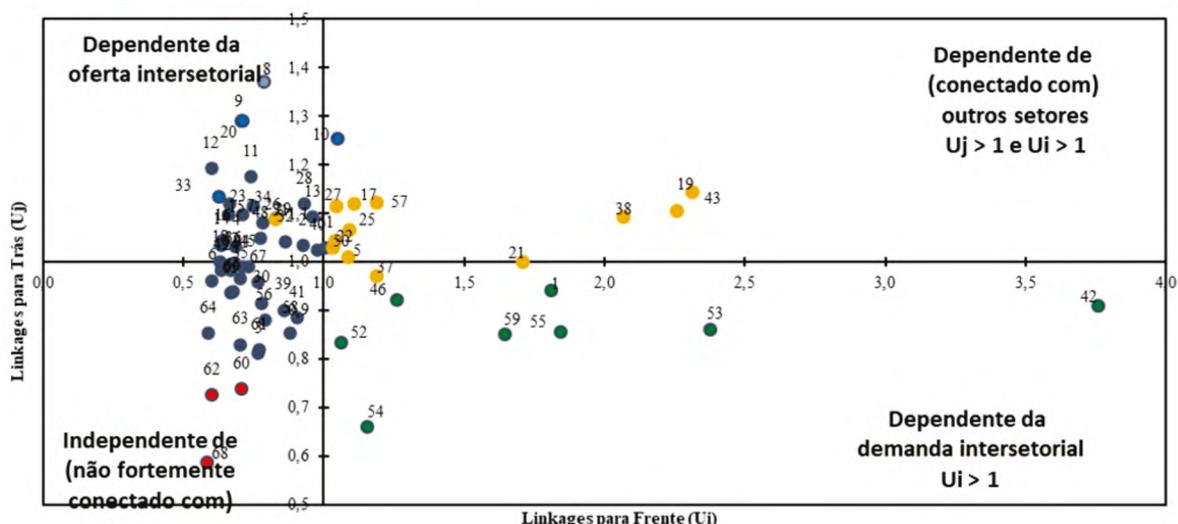
Ambos os trabalhos utilizaram a matriz insumo-produto inter-regional e consideraram toda a região nordestina, como no primeiro, ou apenas um estado, no caso Sergipe, como no segundo estudo. Optou-se por referenciá-los como forma de mostrar a produção científica na região nordestina. Ambos chamaram atenção, contudo, para a ausência de estudos regionais. Outra observação que deve ser realizada: o turismo, enquanto indústria, não se apresenta apenas no setor de serviços complementares, pois observa uma ampla cadeia: alojamentos, comércio, transporte, atividades imobiliárias, etc.

Gonçalves, Neves e Braga (2014) fizeram uma atualização da matriz insumo-produto do Nordeste, com o objetivo de identificar os setores protagonistas da economia nordestina no ano de 2011. Entre os resultados, foram identificados os setores têxtil, de produtos químicos e os ligados à indústria do petróleo, impondo o papel de provedora de bens intermediários à economia nordestina como um todo.

No Gráfico 2, apresentam-se os setores-chave da economia costeira nordestina. Têm-se: extração de petróleo e gás (5), outros produtos alimentares (10), fabricação de celulose e papel (17), refino de petróleo e coquerias (19), fabricação de defensivos, desinfetantes, tintas e químicos diversos (22), fabricação de produtos de borracha e de material plástico (25), produção de ferrogusas e siderurgia (27), energia elétrica e gás natural (38), transporte terrestre (43), atividades de televisão, rádio e cinema (50), telecomunicações (51) e atividades profissionais, científicas e técnicas (57).

Deve-se destacar, em meio aos setores-chave da economia listados acima, a importância do polo petroquímico em Camaçari, na Bahia, que contribui fortemente para incluir a cidade entre os dez maiores PIBs *per capita* da região costeira; e o complexo industrial e portuário do Pecém, localizado na cidade cearense de São Gonçalo do Amarante, que também figura na listagem e conta com uma companhia siderúrgica. O caráter industrial deve ser alvo de investimentos por trazer fortes divisas por meio da exportação, além de se tratar de um produto com alto valor agregado.

Gráfico 2 – Setores-chave da economia costeira nordestina

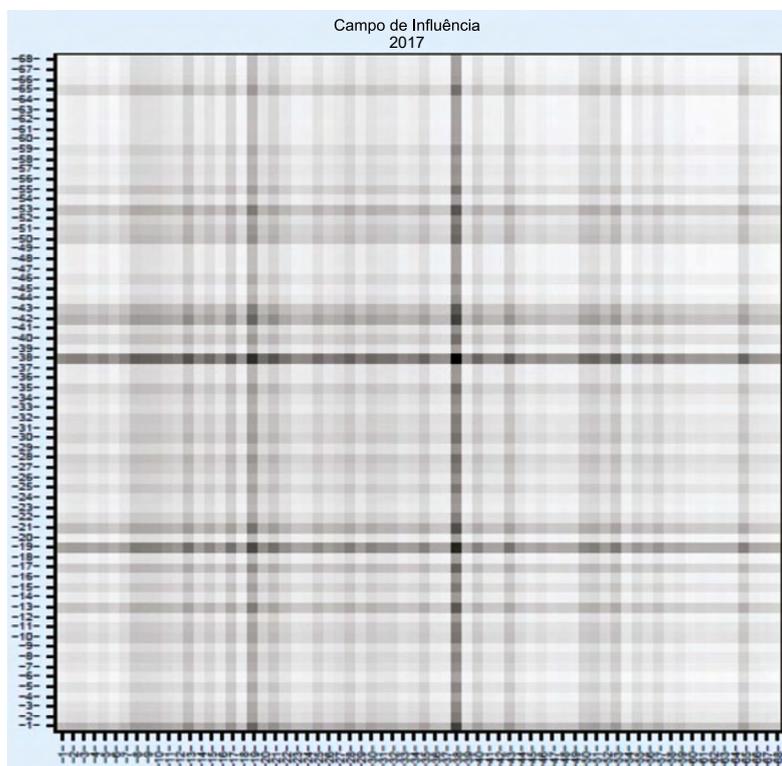


Fonte: Elaborado pelos autores.

Buscando dar maior robustez aos setores-chave da região, a Figura 1 demonstra o campo de influência do modelo aberto de Leontief. Os resultados indicam extração de petróleo e gás (5),

outros produtos alimentares (10), fabricação de celulose e papel (17), refino de petróleo e coquearias (19), fabricação de defensivos, desinfetantes, tintas e químicos diversos (22), fabricação de produtos de borracha e de material plástico (25), energia elétrica e gás natural (38) e transporte terrestre (43), setores mais dinâmicos da região.

Figura 1 – Campo de influência do modelo aberto da região costeira nordestina



Fonte: Elaborada pelos autores.

Analisando os resultados pela ótica regional, deve-se destacar a importância da microrregião de Suape, na costa pernambucana, como polo de crescimento regional. Em Ribeiro et al. (2013), foi realizado um estudo a respeito dos impactos econômicos da fase de construção da Refinaria Abreu e Lima (RNEST). Os resultados apontaram que a região de Suape apresentou indícios de formação de um polo de crescimento econômico que poderia aumentar em 1,14% o PIB local e ter impacto gerado de R\$ 4 bilhões (a preços de 2004) na renda adicional das famílias.

Cutrim, Robles e Paiva (2020) analisaram o impacto econômico do Terminal Portuário de Alcântara (TPA), no Maranhão. Os autores mediram esse impacto por meio de indicadores como: valor adicionado bruto (VAB), rendimentos das famílias e o número de empregos dividido em impactos direto, indireto e induzido para um período futuro de 24 anos (de 2024 a 2048). Os resultados mostraram um significativo aumento no VAB, que se iniciaria em R\$ 6,7 bilhões em 2024 e atingiria R\$ 70,5 bilhões em 2048, o que indicaria, já em 2024, um acréscimo de 8% no PIB do estado do Maranhão.

4.3 Multiplicadores da produção

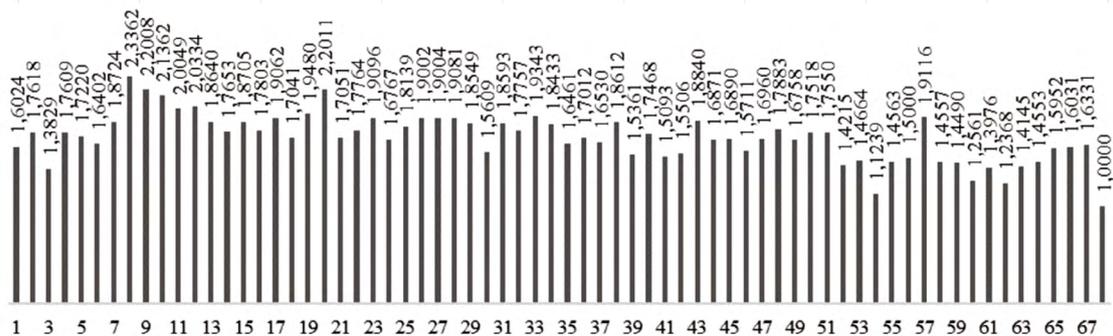
O efeito multiplicador do modelo fechado, também chamado de efeito induzido, é a intensidade de uma relação de choque, ou seja, trata-se de um índice de desempenho econômico e, segundo Guilhoto et al. (2010), ele não se restringe apenas à demanda por insumos intermediários. “Encontram-se multiplicadores de empregos, salários, impostos e importações, os quais são

considerados indicadores de desenvolvimento econômico.” (GONÇALVES; OLIVEIRA; JOHNSTON, 2019, p. 143).

No modelo aberto, ou seja, usando todos os componentes exógenos na demanda final, têm-se os índices observados. Interpreta-se da seguinte maneira: o choque de R\$ 1 milhão em cada setor tem o impacto definido a partir do índice. O que apresenta maior índice é o setor de abate e produtos de carne, inclusive os produtos de laticínio e pesca (8): a cada R\$ 1 milhão na demanda final, são gerados R\$ 2,33 milhões em valor bruto de produção para a economia costeira nordestina. Isso mostra a importância da pesca, por exemplo, para a economia dos estados pesquisados.

Destacam-se ainda outros setores, como fabricação de biocombustíveis (20), com índice de 2,2011; fabricação de refino de açúcar (9), que teria impacto 2,2008 maior; outros produtos alimentares (10), com 2,1362; e fabricação de produtos do fumo (12), que apresenta índice de 2,0334. Deve-se levar em conta a importância – histórica, inclusive – do refino de açúcar na região que, por muitos anos, foi o principal produto de exportação do País. É o que se observa no Gráfico 3, que mostra o multiplicador de produção do modelo aberto de cada um dos 68 setores:

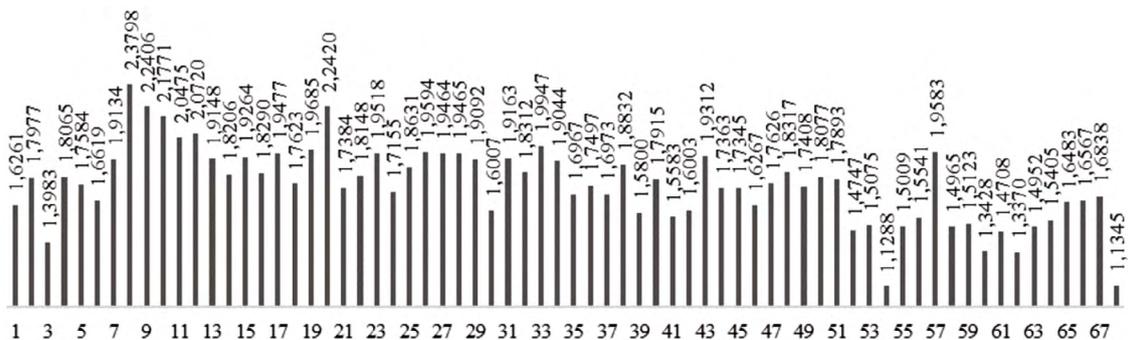
Gráfico 3 – Multiplicador de produção do modelo aberto



Fonte: Elaborado pelos autores.

Já no modelo fechado, em que se considera o consumo das famílias como endógeno, os maiores índices são: abate e produtos de carne, inclusive os produtos do laticínio e da pesca (8), de índice 2,3798; fabricação de biocombustíveis (20): 2,2420; fabricação e refino de açúcar (9): 2,2406; outros produtos alimentares (10): 2,1771; e fabricação de produtos do fumo (12): 2,0720. O Gráfico 4 mostra o multiplicador de produção do modelo fechado. Observa-se que a ordem dos cinco setores é a mesma do modelo aberto, com pequenas mudanças nos índices.

Gráfico 4 – Multiplicador de produção do modelo fechado



Fonte: Elaborado pelos autores.

A partir dos resultados, foi realizada a decomposição do multiplicador de produção do modelo fechado, o que “possibilita a identificação mais precisa dos setores que se destacam no que condiz ao efeito multiplicador da produção” (GUILHOTO et al., 2010, p. 80). A decomposição proporciona a participação percentual dos efeitos total, direto, indireto, induzido e inicial em cada setor. A análise deste estudo vai se concentrar nos efeitos indiretos e induzidos (renda).

O aumento de R\$ 1 milhão, por exemplo, no setor de abates e produtos de carne (8), que tem o maior índice de efeito indireto, configura um aumento de 25% na renda das famílias. Os outros quatro setores que apresentam maior efeito indireto são, por ordem: outros produtos alimentares (10): 22,16%; refino de petróleo e coquerias (10): 21,99%; fabricação de biocombustíveis (20): 21,95; e fabricação de bebidas (11): 21,07%.

O efeito-renda diz respeito ao impacto que é induzido na produção do setor decorrente da expansão do consumo das famílias. Os cinco setores mais impactados são: serviços domésticos (68): 11,85%; educação pública (62): 7,49%; atividades de vigilância, segurança e investigação (60): 6,46%; saúde pública (64): 5,53%; e educação privada (63): 5,40%.

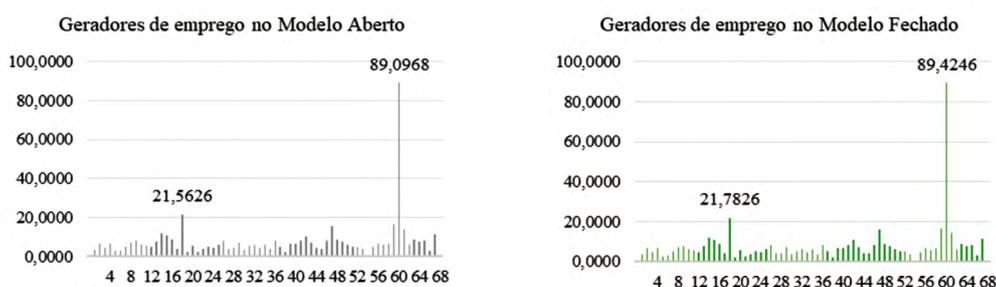
4.4 Geradores e multiplicadores

Guilhoto et al. (2010) observaram que é grande a dependência da região nordestina em relação ao consumo intermediário e à demanda final pela produção dos demais estados brasileiros. Os autores chamaram atenção para a necessidade de se criar incentivos econômicos aos nove estados da Região, porque “a tendência é que grande parte da riqueza gerada fique concentrada neles próprios ou vazem para outras regiões fora do Nordeste” (GUILHOTO et al., 2010, p. 79). Outra salutar observação é quanto à baixa interação das relações interestaduais, havendo, nesse caso, a necessidade de se identificar e estimular os setores que geram, internamente, efeitos indiretos maiores.

Como forma de subsidiar tal trabalho, deve-se empregar métodos que analisem os setores de forma isolada. Essa técnica objetiva examinar a importância de cada um desses setores. São duas as metodologias: o uso de coeficientes de multiplicação da produção, que indicam o potencial que cada setor tem para gerar, de forma indireta e induzida, mais produção a partir de um impacto; e os coeficientes de multiplicação do valor adicionado, que manifestam o potencial de cada setor para gerar mais valor adicionado de forma direta, indireta e induzida, a partir de um impacto na produção e levando em conta que esse valor pode ser diretamente associado ao PIB setorial.

Nos modelos aberto e fechado, os dados de geradores de valor adicionado e de emprego mostram o impacto da variação na demanda final, além do valor bruto de produção, que se trata em milhões de reais para valor adicionado e unidades para empregos. Destaca-se, no Gráfico 5, os valores da variação do impacto de R\$ 1 milhão na geração de empregos. Os valores, segundo Guilhoto et al. (2010), indicam quantos empregos são criados de forma direta, indireta e induzida a partir de cada unidade monetária produzida na demanda final. Esses valores levam em conta também o efeito induzido, que corresponde à geração de emprego causada pelo aumento do consumo das famílias.

Gráfico 5 – Geradores de emprego nos modelos aberto e fechado



Fonte: Elaborado pelos autores.

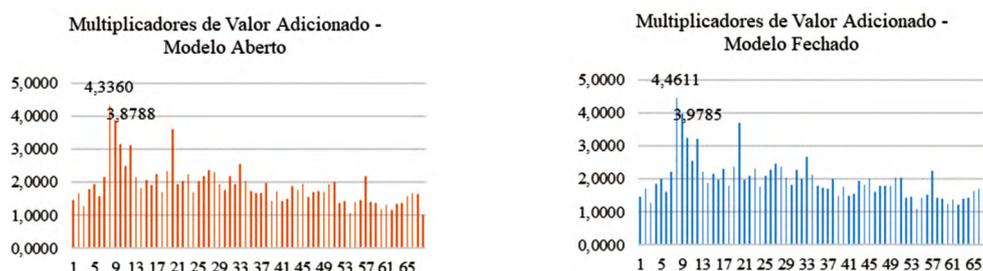
Observa-se que o setor de atividades de vigilância, segurança e investigação (60) apresenta o maior índice: 89 empregos. Isso quer dizer que o choque de R\$ 1 milhão investidos no setor estimula a criação de 89 postos de trabalho. Bem abaixo, vêm os setores: impressão e reprodução de gravações (18): aproximadamente 22 empregos a mais; outras atividades administrativas e serviços complementares (59): 17 empregos a mais; alojamento (47): 16 empregos; e administração pública, defesa e seguridade social (61): 14 empregos. Os números do modelo fechado, como se observa, são bem próximos.

O multiplicador aberto, segundo Guilhoto et al. (2010), é a estimação, para cada setor da economia, do quanto é gerado de forma direta e indireta nas áreas de emprego, importações, impostos, salários, valor adicionado, entre outros, para cada unidade monetária produzida para a demanda final. Ela é gerada a partir da divisão dos geradores por seus respectivos coeficientes diretos e da matriz inversa de Leontief e indica a quantidade de empregos criados, de forma direta e indireta, para cada emprego direto criado.

No estudo de Gonçalves, Neves e Braga (2014), que levou em conta a economia nordestina como um todo, o setor com maior multiplicador de empregos foi o de refino de petróleo e coque: a cada R\$ 1 milhão acrescido na demanda final do setor, havia, em 2011, um incremento de 98 empregos diretos e indiretos. Outros resultados expressivos foram observados nos setores ligados à indústria de energia, fabricação de óleos vegetais, indústrias do café e de laticínios, abate de suínos e outros, ou seja, integrantes do agronegócio.

Neste trabalho, analisamos os multiplicadores de valor adicionado, pois eles medem o impacto da variação na demanda final. Por exemplo, o índice mostra o impacto multiplicador gerado a partir de uma inserção de R\$ 1 milhão no setor.

Gráfico 6 – Multiplicadores de valor adicionado nos modelos aberto e fechado



Fonte: Elaborado pelos autores.

É possível observar, no Gráfico 6, os índices de valor adicionado. Os multiplicadores dos principais setores são abate e produtos de carne, inclusive os produtos de laticínio e da pesca (8): 4,3360. Isso significa que, a cada R\$ 1 milhão inseridos no setor, é gerado um impacto setorial de R\$ 4,336 milhões. Outros setores que apresentam os mais altos multiplicadores de valor adicionado são: fabricação e refino de açúcar (9): 3,8788; fabricação de biocombustíveis (20): 3,6004; outros produtos alimentares (10): 3,1553; e fabricação de produtos do fumo (12): 3,1282. Os índices acima se referem ao modelo aberto, mas os valores do modelo fechado são bem próximos e a ordem é a mesma.

Outro importante multiplicador é o de empregos. Os cinco setores com maior índice no modelo aberto, em ordem decrescente, são: refino de petróleo e coquearias (19): 33,9; extração de petróleo e gás, inclusive as atividades de apoio (5): 10,9; fabricação de produtos do fumo (12): 7,9; atividades artísticas, criativas e de espetáculos (66): 6,9; e fabricação de automóveis, caminhões e ônibus, exceto peças (33): 6,95. No modelo fechado, há uma mudança de ordem e de índices: refino de petróleo e coquearias (19): 35,2; extração de petróleo e gás, inclusive as atividades de apoio

(5): 11,5; serviços domésticos (68): 10,6; fabricação de produtos do fumo (12): 8,2; e atividades artísticas, criativas e de espetáculos (66): 7,4.

5 CONCLUSÃO

Muito além do destaque turístico, a região costeira nordestina apresenta importância econômica marcante, pois concentra 54% do PIB do Nordeste, tendo um produto *per capita* 14% superior ao observado na Região, e é moradia de 22 milhões de pessoas em apenas 216 municípios presentes em todos os nove estados. A área geográfica conta com portos, polos de extração de petróleo, companhias siderúrgicas, presença forte da administração pública, empresas do segmento naval e outros potencializadores de geração de renda. Sendo assim, este estudo estimou uma matriz insumo-produto para a região, buscando mensurar a estrutura econômica regional e as potencialidades setoriais.

Como contribuição deste estudo, destacam-se os indicativos econômicos da região, além das características sociodemográficas. Considerando os setores-chave e o campo de influência, extração de petróleo e gás, outros produtos alimentares, fabricação de celulose e papel, refino de petróleo e coqueiras, fabricação de defensivos, desinfetantes, tintas e químicos diversos, fabricação de produtos de borracha e de material plástico, energia elétrica e gás natural e transporte terrestre foram considerados setores com maior grau de engajamento com demais setores na região.

Os índices de ligação para frente, que apontam os setores que mais vendem, destacam: agricultura; refino de petróleo e coqueiras; energia elétrica, gás natural e outras utilidades; comércio por atacado e a varejo; e transporte terrestre. Entre os setores que mais compram, ou seja, os de maiores índices de ligação para trás, temos: abate e produtos de carne, incluindo laticínios e pesca; fabricação e refino de açúcar; fabricação de biocombustíveis; fabricação de automóveis; e outras atividades profissionais, científicas e técnicas.

Percebe-se, com os dados apresentados, uma grande importância da agricultura, mas também se evidencia uma crescente relevância industrial na zona costeira. A questão energética se confirma com o potencial de geração de energia por meio dos ventos ou da luz solar, onipresentes na costa nordestina e, hoje, de grande importância na diversificação da matriz energética brasileira.

Realizando uma comparação da estrutura econômica da costa nordestina com a costa sul brasileira (GONÇALVES; OLIVEIRA; JOHNSTON, 2019), percebe-se uma diferença significativa. Nesta última região, produção florestal, atividade portuária e agronegócio são atividades relevantes. Por outro lado, naquela costa nordestina, a economia é fortemente dependente de atividades de serviços que são ligados ao turismo, como comércio, alojamentos, alimentação, além de atividades imobiliárias, esportivas, culturais, setor petrolífero (extração, refino e construção naval) e de geração de energias. Isso sinaliza as diferenças econômicas ao longo da costa brasileira e contribui para a formulação de políticas públicas econômicas e ambientais, almejando a manutenção dos recursos naturais presentes nessa região.

Ademais, a importância de conhecer os dados econômicos de uma parte do Nordeste, como aqui se fez na zona costeira, tem grande relevância econômica e social, como possibilidade de estimular a produção regional com o intuito de, se não corrigir, abrandar os efeitos da pobreza e da desigualdade que são tão marcantes nos estados da Região. Melhorar a dinâmica da economia nordestina pode gerar benefícios indiretos interna e até externamente, e propiciar, dessa forma, uma melhora nos indicadores sociais de todo o Brasil.

Por fim, torna-se necessário indicar limitações e possíveis avanços a serem realizados na estimação da matriz insumo-produto da região. A primeira limitação refere-se ao método de estimação da matriz: apesar de o método do quociente locacional ser consolidado, ele tem limitações indicadas na literatura empírica. A segunda limitação ocorre em virtude da não estimação de uma matriz inter-regional, buscando mensurar as relações setoriais com outras regiões, como demais

regiões costeiras e restante do Brasil. Dessa forma, um aperfeiçoamento seria a estimação de uma MIP inter-regional da costa nordestina, utilizando métodos mais recentes (TUPI e/ou IIOAS) de estimação de matrizes insumo-produto e incorporando um módulo satélite que avalie os impactos ambientais sobre os principais setores da região e a sustentabilidade dos serviços ecossistêmicos.

REFERÊNCIAS

- CASIMIRO FILHO, F.; GUILHOTO, J. J. M. **Matriz de insumo-produto para a economia turística brasileira: construção e análise das relações intersetoriais**. Munich Personal RePEc Archive, 2003. Disponível em: https://mpra.ub.uni-muenchen.de/37963/1/MPRA_paper_37963.pdf. Acesso em: 12 jul. 2021.
- CORDIER, M. et al. Quantification of interdependencies between economic systems and ecosystem services: An input-output model applied to the Seine estuary. **Ecological Economics**, v. 70, n. 9, p. 1660-1671, 2011.
- CUNHA, I. Desenvolvimento sustentável na costa brasileira. **Revista Galega de Economia**, v. 14, n. 1-2, p. 1-14, 2005.
- CUTRIM, S. S.; ROBLES, L. T.; PAIVA, M. V. Análise do Impacto Econômico do Terminal Portuário de Alcântara. **Revista Eletrônica de Estratégias & Negócios**, Florianópolis, v. 13, n. esp. p. 237-262, 2020.
- GONÇALVES, M.; NEVES, M. C. R.; BRAGA, M. J. A economia nordestina à luz da matriz insumo-produto regional 2011. In: ENCONTRO REGIONAL DE ECONOMIA DA ANPEC, 19., 2014. **Anais...** Fortaleza, 2014. Disponível em: https://www.bnb.gov.br/documents/160445/226386/ss4_mesa3_artigos2014_A_Economia_Nordestina_Luz_Matriz_Insumo_Produto_Regional_2011.pdf/328bf7e7-0c5d-4235-9652-fddd4e17cb16. Acesso em: 12 jul. 2021.
- GONÇALVES, R. R.; OLIVEIRA, C. R.; JOHNSTON, F. Estrutura produtiva setorial da costa sul do estado Rio Grande do Sul: uma abordagem com insumo produto. **Geosul**, v. 34, p. 132-155, 2019.
- GUILHOTO, J. J. M. et al. **Matriz de Insumo-Produto do Nordeste e estados**. Fortaleza: Banco do Nordeste, 2010.
- GUILHOTO, J. J. M. **Análise de insumo-produto: teoria e fundamentos**. 2011.
- HIRSCHMAN, A. O. **The strategy of economic development**. New Haven: Yale University Press, 1958.
- IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Cidades**. Brasília: IBGE, 2021. Disponível em: <https://cidades.ibge.gov.br/>. Acesso em: 12 jul. 2021.
- LILLEBØ, A. I. et al. How can marine ecosystem services support the Blue Growth agenda? **Marine Policy**, v. 81, p. 132-142, 2017.
- LUGER, M. I. The Economic Value of the coastal zone. **Journal of Environmental Systems**, v. 21, n. 4, p. 279-301, 1993.

MARJOTTA-MAISTRO, M. C.; GUILHOTO, J. J. M. **A importância do setor sucroalcooleiro e suas relações com a estrutura produtiva da economia.** Munich Personal RePEc Archive, 2000. Disponível em: https://mpra.ub.uni-muenchen.de/54226/1/MPRA_paper_54226.pdf. Acesso em: 12 jul. 2021.

MARTÍNEZ, M. L. et al. The coasts of our world: Ecological, economic and social importance. **Ecological Economics**, n. 63, n. 2-3, p. 254-272, 2007.

MILLER, R. R.; BLAIR, P. D. **Input-Output Analysis: foundations and extensions.** 2. ed. Cambridge: Cambridge University Press, 2009.

MMA – MINISTÉRIO DO MEIO AMBIENTE; MINISTÉRIO DO PLANEJAMENTO, ORÇAMENTO E GESTÃO (MP). **Projeto orla: Fundamentos para gestão integrada.** Brasília: MMA/SQA; MP/SPU, 2002. Disponível em: https://www.gov.br/economia/pt-br/arquivos/planejamento/arquivos-e-imagens/secretarias/arquivo/spu/publicacoes/081021_pub_projorla_fundamentos.pdf. Acesso em: 12 jul. 2021.

MMA – MINISTÉRIO DO MEIO AMBIENTE. **Características e limites da Zona Costeira e Espaço Marinho.** Brasília: MMA, 2021b. Disponível em: <https://antigo.mma.gov.br/gestao-territorial/gerenciamento-costeiro/zona-costeira-e-seus-m%C3%BAtiplos-usos/caracteristicas-da-zona-costeira.html>. Acesso em: 29 jan. 2021.

NOAA – NATIONAL OCEANIC AND ATMOSPHERIC ADMINISTRATION. **Introduction to Economics for Coastal Managers.** 2009. Disponível em: <https://coast.noaa.gov/data/digitalcoast/pdf/economics-for-coastal-managers.pdf>. Acesso em: 1 fev. 2021.

RIBEIRO, L. C. S.; ANDRADE, J. R. L.; MOTTA, G. P. Impactos económicos de los gastos turísticos en Sergipe y sus efectos colaterales en el resto de Brasil. **Estudios y Perspectivas en Turismo**, v. 23, p. 447-466, 2014.

RIBEIRO, L. C. S. et al. Suape: novo polo de crescimento? **Novos Cadernos NAEA**, v. 16, n. 1, p. 29-60, 2013.

RIBEIRO, L. C. S.; MONTENEGRO, R. L. G; PEREIRA, R. M. Estrutura econômica e encadeamentos setoriais de Minas Gerais: Uma contribuição para as políticas de planejamento. **Revista Planejamento e Política Públicas**, n. 41. jul./dez, p. 261-290, 2013.

SONIS, M.; HEWINGS, G. J. D. **Fields of influence in input-output systems, unpublished manuscript.** Urbana: Regional Economics Applications Laboratory, 1995.

SOUZA, P. I. A. **Setor de turismo, desenvolvimento econômico e desigualdade de renda: um estudo para a Região Nordeste do Brasil, a partir da matriz insumo- produto inter-regional.** Tese (Doutorado em Economia) – Universidade Federal de Pernambuco, Recife, 2014.

TISCHER, V.; POLETTE, M. Proposta metodológica de estabelecimento de indicadores socioambientais para a zona costeira brasileira. **Revista Brasileira de Gestão e Desenvolvimento Regional**, Taubaté, v. 12, n. 2, p. 355-373, maio/ago. 2016.

UNESCO – ORGANIZAÇÃO DAS NAÇÕES UNIDAS PARA A EDUCAÇÃO, CIÊNCIA E CULTURA. **Década da Ciência Oceânica para o Desenvolvimento Sustentável é lançada oficialmente hoje (20) para destacar a urgência na proteção do maior bioma do planeta.** 2021. Disponível em: <https://pt.unesco.org/news/decada-da-ciencia-oceanica-o-desenvolvimento-sustentavel-e-lancada-oficialmente-hoje-20>. Acesso em: 12 jul. 2021.

DETERMINANTES DA PERDA DE EMPREGO E REDUÇÃO DOS SALÁRIOS DURANTE A PANDEMIA DE COVID-19

Determinants of job loss and wage reduction during the covid-19 pandemic

Maria Adreciana Silva de Aguiar

Financista. Doutora em Economia. Professora temporária da Universidade Regional do Cariri - URCA. Avenida Dário Rabelo - até 263 - lado ímpar. Vila Cidaó. 63502003. Iguatu, Ceará. adreciane@gmail.com

Resumo: As medidas de distanciamento social com objetivo de conter a Covid-19 afetaram o mercado de trabalho, ocasionando o fechamento de várias empresas ou redução de suas atividades. Nesse contexto, este estudo analisa os determinantes da perda de emprego e redução dos salários durante a pandemia de Covid-19. Para tanto, empregou-se o modelo *probit* com correção do viés de seleção, a partir dos dados da PNAD Contínua 2019 e da PNAD COVID19. Os resultados apontam que os indivíduos sem instrução, as mulheres, os mais velhos (idade entre 55 e 65 anos) e os que residem nas Regiões Norte ou Nordeste tiveram maior probabilidade de ficarem desempregados durante a pandemia. Os que tiveram maior chance de ter redução nos salários foram os com maior nível educacional. Por outro lado, os trabalhadores mais jovens (14 a 24 anos), aqueles que moram nas Regiões Norte ou Nordeste, os indivíduos que realizam trabalho remoto e/ou têm mais de um emprego são menos propensos a terem seus salários reduzidos durante a pandemia.

Palavras-chave: Covid-19; desemprego; redução dos salários.

Abstract: Social distancing measures aimed at containing Covid-19 have affected the labor market, resulting in the closure of several companies or a reduction in their activities. In this context, this study analyzes the determinants of job loss and wage reduction during the Covid-19 pandemic. To do so, the probit model with selection bias correction was employed, using data from the Continuous PNAD 2019 and the PNAD COVID19. The results indicate that individuals without education, women, older individuals (aged between 55 and 65 years), and those residing in the North or Northeast regions were more likely to become unemployed during the pandemic. Those with higher levels of education were more likely to have their salaries reduced. On the other hand, younger workers (aged 14 to 24), those living in the North or Northeast regions, individuals who work remotely and/or have more than one job are less likely to have their salaries reduced during the pandemic.

Keywords: Covid-19; unemployment; wage reduction.

Classificação JEL: I18; J21; J64.

1 INTRODUÇÃO

No Brasil, as medidas de distanciamento social com objetivo de conter a Covid-19 tiveram início quando a Organização Mundial da Saúde (OMS) elevou o estado de contaminação a pandemia em 11 de março de 2020. Essa atitude, apesar de ter vantagem do ponto de vista epidemiológico, afetou os diversos setores da economia.

Essas medidas ocorreram em momentos diferentes nos estados brasileiros, e algumas delas foram mais restritivas que outras. Com isso, Moraes (2020) analisou as providências adotadas nos estados e capitais, buscando medir quais foram mais restritivas. As evidências mostraram que nos estados do Ceará, Goiás, Santa Catarina e Recife, o índice de medidas legais de distanciamento social foi o maior (9,2) entre 6 e 9 de abril de 2020.

Essas medidas de prevenção afetaram drasticamente o mercado de trabalho, fazendo com que várias empresas fechassem ou reduzissem as suas atividades. Com uma menor demanda por trabalho, as taxas de desocupação chegaram a 11,4% na última semana de maio de 2020. Por outro lado, muitas empresas tiveram que se ajustar e permitir que os empregados trabalhassem de forma remota (*home office*). Segundo a PNAD COVID19, no final do mês de maio, o número de pessoas trabalhando remotamente chegou a 8,8 milhões.

Com o isolamento social e a falta de expectativas para procura por trabalho, acentuou-se o número de desalentados, ou seja, aqueles que gostariam de trabalhar, mas não procuraram emprego por causa da pandemia ou por falta de emprego. Em julho de 2020, cerca de 67% do total de desalentados no País não procuraram emprego especificamente devido à pandemia (SILVA; SILVA, 2020).

Uma das medidas adotadas pelo governo federal com o objetivo de fornecer proteção durante a crise da pandemia de Covid-19 foi a instituição de Renda Básica Emergencial (Lei nº13.982/2020), destinada aos trabalhadores informais, microempreendedores individuais (MEI), autônomos e desempregados. O valor do benefício inicialmente era de R\$ 600,00 e de R\$ 1.200,00 para mães e chefes de família, totalizando 5 parcelas. A partir de setembro, o valor das parcelas passou para R\$ 300,00, pagas até dezembro.

Outra ação do governo federal foi o Programa Emergencial de Preservação do Emprego e da Renda (MP 936/2020), que estimulava empregadores e empregados a entrarem em acordo para redução da jornada de trabalho e salário ou suspenderem temporariamente o contrato de trabalho. Com o objetivo de preservar os empregos e a renda, a medida possibilitava a redução da jornada de trabalho e do salário em 25%, 50% ou 70%. A diferença salarial deveria ser paga pelo governo federal por meio de um benefício baseado no valor do Seguro-Desemprego (BARBOSA; PRATES, 2020).

Nesse contexto, o presente estudo tem por objetivo analisar os determinantes da perda de emprego e redução dos salários durante a pandemia de Covid-19. Para tal, será feito uso da PNAD Contínua 2019 e da PNAD COVID19 para o mês de maio, aplicando o modelo *probit* com correção do viés de seleção, *Heckprobit*.

Artigos nacionais que abordam as consequências da pandemia de Covid-19 sobre o mercado de trabalho estão em sua fase inicial, principalmente com relação à redução dos salários¹. Portanto, este estudo avança em relação à literatura existente sobre tal assunto.

Além desta introdução, este trabalho está dividido em mais quatro seções. A próxima seção faz um breve levantamento sobre o impacto da Covid 19 no desemprego e nos salários dos trabalhadores. A terceira seção descreve a base de dados e tratamento, além do método utilizado. A quarta seção apresenta os resultados, e, por fim, a quinta, as considerações finais.

1 Foram encontrados os estudos de Carlos et al. (2020), que analisaram a influência do nível educacional sobre o nível de renda dos trabalhadores, e de Komatsu e Menezes-Filho (2020), que examinaram o que ocorreria com a renda média caso os ocupados em setores mais vulneráveis a longo período de quarentena perdessem seus empregos.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

A literatura internacional e, principalmente, a nacional sobre os impactos da pandemia no mercado de trabalho estão se desenvolvendo aos poucos. Destacam-se nesta seção os artigos que abordam a questão do desemprego e redução dos salários durante a pandemia de Covid-19 em diversos países, além do Brasil.

Por exemplo, para a África Subsaariana, Balde, Boly e Avenyo (2020) analisaram como a informalidade exacerba os efeitos imediatos da pandemia de Covid-19 sobre a perda de emprego e redução dos rendimentos. Descobrem que os trabalhadores informais tendem a ser mais afetados pela pandemia, com maior probabilidade de perder seus empregos e de diminuição dos ganhos. Além disso, o mesmo resultado é encontrado para os trabalhadores dos setores de alto risco. Vários países forneceram assistência social e transferência de renda para as famílias mais atingidas. Os autores salientaram que uma preocupação evidente era que os países da África Subsaariana não tinham espaço fiscal para sustentar tais políticas por um longo período.

Ainda para a África, Djoumessi (2021) avaliou as consequências da pandemia de Covid-19 sobre o emprego em Camarões. Como metodologia, estimaram o modelo *logit* com correção de heterogeneidade para identificar os determinantes da situação do emprego, avaliando os seguintes itens: redução dos salários, suspensão temporária do emprego e perda do emprego. As evidências estatísticas do estudo mostraram que a queda dos salários afetou 68% dos ocupados, 31,6% dos trabalhadores tiveram a suspensão temporária do trabalho e 7,47% perderam seus empregos. Os resultados do modelo econométrico apontaram que o encerramento total ou parcial das atividades teve um impacto negativo forte na perda permanente do emprego. Além disso, a perda de confiança dos clientes provocou impacto negativo sobre a redução dos salários e suspensão temporária do emprego.

Para o Reino Unido, EUA e Alemanha, Adams-Prassl et al. (2020) mostraram os impactos da Covid-19 no mercado de trabalho. Os impactos dentro desses países foram altamente desiguais e exacerbaram as desigualdades. Os trabalhadores que podiam fazer apenas parte das suas tarefas em casa foram os mais propensos a perder seus empregos e sofrer com a queda dos rendimentos. Além disso, as mulheres, os trabalhadores menos qualificados e os jovens foram os mais atingidos pela crise.

Hossain (2020) utilizou os dados da pesquisa Young Lives (YL) de quatro países – Etiópia, Índia, Peru e Vietnã – para examinar se homens e mulheres enfrentaram dificuldades econômicas advindas da Covid-19 de formas diferentes. Ademais, avaliaram o efeito do gênero de acordo com o nível de renda. As evidências do estudo mostraram que os homens tinham mais chance de perder o emprego e de sofrer redução da renda na Etiópia e na Índia. E o efeito do gênero não foi estatisticamente significativo no Peru e Vietnã. Os resultados sugerem ainda que na Índia, no grupo com maior nível de renda, os homens foram mais propensos a ficar desempregados e a sofrer redução da renda do que as mulheres.

Especificamente para o Brasil, o estudo de Machado, Oliveira e Pereira (2020) tem por objetivo estimar os custos e benefícios individuais e coletivos de deixar de frequentar o local de trabalho por causa das medidas restritivas, seja por imposição da empresa, seja por opção do trabalhador. A partir da PNAD COVID19 de maio e junho de 2020, avaliaram os custos, em forma de renda, e benefícios individuais e coletivos de se fazer quarentena, *home office*, ficar sem trabalhar e de se reduzir a jornada de trabalho. Os resultados sugerem que fazer quarentena não apresenta benefícios, e reduzir a jornada de trabalho apresenta benefícios nas duas dimensões. Já trabalhar *home office* apresenta benefícios de redução dos riscos em termos individuais, mas não coletivos. Os achados dos autores sugerem que o local de trabalho não seja o principal foco de contaminação da Covid-19.

Carlos et al. (2020), através da PNAD COVID19 para o mês de maio, analisaram a influência do nível educacional sobre o nível de renda dos trabalhadores brasileiros. Utilizaram o modelo VI

probit para avaliar a relação entre educação e renda e o modelo de diferenças em diferenças para a relação causal entre a variação da renda e a Covid-19, comparando os trabalhadores do setor privado como grupo de tratamento e os servidores públicos como grupo de controle. Os achados mostraram que os trabalhadores dos setores formal e informal tiveram em média suas rendas reduzidas em 20,7%. Além disso, houve um impacto positivo da escolaridade e experiência sobre o rendimento dos indivíduos – trabalhadores com melhores formações acadêmicas sentiram um impacto menor no período corrente da pandemia.

Os efeitos da pandemia de Covid-19 no mercado de trabalho brasileiro logo após a determinação do isolamento social foram identificados por Barbosa, Costa e Hecksher (2020). O estudo utilizou as PNADs Contínua de 2018 a 2020 (primeiro trimestre), mostrando que os trabalhadores em situação de maior precariedade no mercado, aqueles que não conseguem realizar o trabalho remoto e os informais foram os que tiveram mais risco de perder seus empregos. Com relação às características individuais, os mais afetados com a perda de ocupação foram as mulheres, os mais jovens, os negros e aqueles com menor nível de escolaridade.

Já com relação ao desemprego, Orellana e Aragón (2020) investigaram como a pandemia de Covid-19 afetou a duração da situação de desemprego do brasileiro. Como metodologia utilizaram métodos não paramétricos e paramétricos, fazendo uso dos dados da PNAD Contínua entre 2019 e 2020 (primeiro trimestre). Os resultados mostraram que os grupos mais vulneráveis no mercado de trabalho, como os jovens e as mulheres, foram os primeiros a sair do mercado de trabalho na crise. Além disso, encontraram que os mais instruídos foram os que registraram uma maior probabilidade de ficarem desempregados em 2020, devido ao alto nível de acumulação de capital humano.

Por fim, Komatsu e Menezes-Filho (2020) examinaram o que ocorreria com a renda média, percentual de pobres, desigualdade de renda e taxa de desemprego, caso os ocupados em setores mais vulneráveis a longo período de quarentena perdessem seus empregos. Para isso, realizaram simulações com diferentes cenários. Os achados demonstraram que na ausência do Auxílio Emergencial a perda de trabalho desses setores levaria a renda a cair entre 5,1% e 8,4%, a pobreza aumentaria entre 3,9 p.p. e o índice de Gini cresceria entre 3,8% e 6,4%. As Regiões Norte e Nordeste seriam as mais afetadas na média de renda, pobreza e desigualdade de renda. E o Auxílio Emergencial atenuaria mais o efeito da perda dos trabalhos nessas regiões.

Diante do exposto, verifica-se que os estudos sobre as consequências da pandemia sobre o mercado estão em sua fase inicial. Portanto, o presente estudo avança em relação à literatura por analisar os determinantes da perda de emprego e redução de salários durante o período pandêmico.

3. METODOLOGIA

a. Base de dados e tratamento

O Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) implementou a PNAD COVID19 com objetivo de quantificar as pessoas com sintomas de Covid-19 e os impactos da pandemia no mercado de trabalho. Essa pesquisa teve início em maio de 2020 a partir de um painel domiciliar com informações obtidas através de contato telefônico.

A PNAD COVID19 contempla cerca de 193 mil domicílios por mês, acompanhados no 1º trimestre de 2019 pela PNAD Contínua. A escolha dessa amostra, feita pelo IBGE, teve como motivo o fato de os domicílios já terem completado a participação na PNAD Contínua 2019 que vai até o fim do 1º trimestre de 2020. Com isso, evita-se que os domicílios respondam concomitantemente tanto à PNAD COVID19 quanto a PNAD Contínua ao longo de 2020.

Para encontrar os indivíduos da PNAD COVID19 no 1º trimestre da PNAD Contínua de 2019, utilizou-se o emparelhamento proposto por Lopes (2002). Esse procedimento é chamado de em-

parelhamento básico e leva em conta as informações do dia, mês e ano de nascimento, além do sexo do indivíduo.

O mês de maio da PNAD COVID19 foi escolhido para pareamento e análise, pois nesse período seria possível verificar os efeitos iniciais das medidas de isolamento social adotadas no país. Em comparação com esse estudo, Carvalho et al. (2020) analisaram as transições no mercado de trabalho utilizando especificamente a PNAD COVID-19, meses de junho a setembro de 2020.

Compreende-se que pode haver um efeito sazonal ao analisar o 1º trimestre de 2019 com relação a maio de 2020, devido à existência de diversas contratações nos períodos que antecedem as festas de fim de ano e demissões após o início do ano. Porém, deve-se levar em consideração que em datas como o Dia das Mães (mês de maio), há um aumento nas chances de se manter ocupado e, portanto, a probabilidade de ir para o desemprego ou a inatividade caem (GOMES et al., 2019).

Foram considerados apenas os indivíduos na faixa etária entre 14 e 65 anos de idade. As demais variáveis utilizadas estão descritas, a seguir, no Quadro 1.

Quadro 1 – Descrição das variáveis

Variável	Descrição
Dependente	
Perda do Emprego	=1 se o indivíduo estava empregado no 1º trimestre de 2019 e em maio de 2020 estava desempregado, 0 se continuou empregado em maio de 2020
Redução do Salário	=1 se o salário de todos os trabalhos do indivíduo no 1º trimestre de 2019 era maior do que em maio de 2020, 0 caso contrário
Individual	
Homem	= 1 se homem, 0 caso contrário
Branco	= 1 se branco, 0 caso contrário
Idade 14 a 24	=1 se o indivíduo tem idade entre 14 e 24 anos, 0 caso contrário*
Idade 25 a 34	=1 se o indivíduo tem idade entre 25 e 34 anos, 0 caso contrário
Idade 35 a 44	=1 se o indivíduo tem idade entre 35 e 44 anos, 0 caso contrário
Idade 45 a 54	=1 se o indivíduo tem idade entre 45 e 54 anos, 0 caso contrário
Idade 55 a 65	=1 se o indivíduo tem idade entre 55 e 65 anos, 0 caso contrário
Sem Instrução	=1 se o indivíduo não tem instrução ou tem ensino fundamental incompleto, 0 caso contrário*
Fundamental	=1 se o indivíduo tem ensino fundamental completo ou médio incompleto, 0 caso contrário
Médio	=1 se o indivíduo tem ensino médio completo ou superior incompleto, 0 caso contrário
Superior	=1 se o indivíduo tem ensino superior completo, 0 caso contrário
Estrutura Familiar	
Chefe	= 1 se chefe de família, 0 caso contrário
Cônjuge	= 1 se tem cônjuge, 0 caso contrário
Tem Filho	= 1 se tem filho, 0 caso contrário
Localização	
Urbana	= 1 se reside em área urbana, 0 caso contrário
RM	= 1 se reside em região metropolitana, 0 caso contrário
Sudeste	= 1 se reside na Região Sudeste, 0 caso contrário*
Nordeste	= 1 se reside na Região Nordeste, 0 caso contrário
Sul	= 1 se reside na Região Sul, 0 caso contrário
Centro-Oeste	= 1 se reside na Região Centro-Oeste, 0 caso contrário
Norte	= 1 se reside na Região Norte, 0 caso contrário
Mercado de Trabalho	
Trabalho Remoto	=1 se o indivíduo estava em trabalho remoto (<i>home office</i> ou teletrabalho), 0 caso contrário
Trabalho 2	=1 se o indivíduo tem mais de um trabalho, 0 caso contrário
Carteira	=1 se o indivíduo possui carteira de trabalho assinada ou é funcionário público estatutário, 0 caso contrário

Fonte: Elaboração própria a partir da PNADC 2019 e PNAD COVID19.

Nota: * Categoria-base.

b. Estratégia empírica

Ao estimarmos a probabilidade de perder o emprego e de redução dos salários, estamos excluindo da amostra os trabalhadores que estão fora da força de trabalho, e de uma forma não aleatória (problema de viés de seleção). Para correção desse problema, utilizou-se o *Heckprobit* que estima o modelo *probit* quando há viés de seleção da amostra, introduzido por Van de Ven e Van Pragg (1981).

Pretende-se modelar a probabilidade de certa variável binária (por exemplo, uma pessoa perder o emprego ou ter redução de salário) assumir o valor 1. O modelo a ser estimado pode ser escrito como:

$$Y_i^* = X_i\beta + \varepsilon_i \quad (1)$$

de tal maneira que

$$Y_i = \begin{cases} 1, & \text{se } Y_i^* > 0 \\ 0, & \text{se } Y_i^* \leq 0 \end{cases} \quad (2)$$

em que Y^* é uma variável latente, X_i é um vetor de características e β é um vetor de coeficientes. Dessa forma, como temos interesse em modelar a probabilidade de $Y_i = 1$, temos que:

$$\begin{aligned} \Pr(Y_i = 1) &= \Pr(Y_i^* > 0) = \Pr(X_i\beta + \varepsilon_i) > 0 \\ &= \Pr(\varepsilon_i > -X_i\beta) = \Pr(\varepsilon_i < X_i\beta) \end{aligned} \quad (3)$$

na qual a última igualdade é obtida via simetria da distribuição normal (assumida como distribuição dos erros num modelo *probit*).

Contudo, a variável Y só é observada para os indivíduos que estão empregados. Portanto, a equação de seleção para participação no mercado de trabalho é dada por:

$$Y_i^{seleção} = Z_i\gamma + u_i \quad (4)$$

De forma que:

$$Y_i^{seleção} = \begin{cases} 1, & \text{se } Y_i^{seleção} > 0 \\ 0, & \text{se } Y_i^{seleção} \leq 0 \end{cases} \quad (5)$$

Em que $Y_i^{seleção}$ representa se o indivíduo participa ou não do mercado de trabalho; Z_i é o vetor de variáveis explicativas; γ é o parâmetro estimado; u_i representa o termo de erro. Sendo que:

$$\begin{aligned} \varepsilon_i &\sim N(0,1) \\ u_i &\sim N(0,1) \\ \text{corr}(\varepsilon_i, u_i) &= \rho \end{aligned}$$

Os termos ε_i e u_i são os erros aleatórios correlacionados e que seguem distribuição normal com média zero e variância unitária. Se $\rho \neq 0$, então existe uma correlação entre os erros da equação principal e a de seleção, de forma que um modelo *probit* tradicional geraria resultados enviesados.

Para a perda do emprego, a variável dependente da equação de seleção refere-se a continuar empregado em maio de 2020. Já referente à redução dos salários, tem-se como variável dependente na equação de seleção a participação no mercado de trabalho, já que a amostra analisa apenas os que têm emprego.

No caso da correção do viés, e caso $\rho = 0$, a restrição de exclusão exige que ao menos uma variável em Z_i não esteja entre os regressores das regressões principais (X_i). Então, a equação de seleção deve conter pelo menos uma variável que não esteja na equação de resultados para que o modelo seja bem identificado. A variável Tem Filho foi introduzida apenas na equação de seleção, assim como realizado por Balde, Boly e Avenyo (2020).

4 RESULTADOS

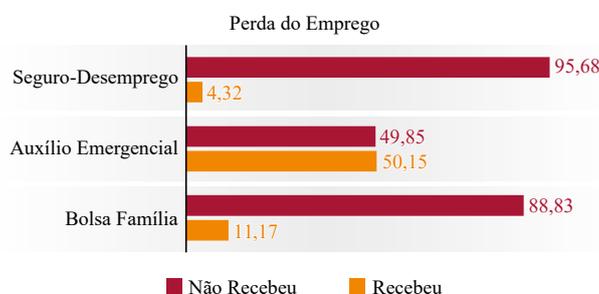
a. Estatística descritiva

Os dados demonstram que 31,59% dos indivíduos que estavam empregados no início de 2019 transitaram para o desemprego durante a pandemia. Os achados sugerem ainda que entre esses indivíduos que transitaram para o desemprego, 45,87% não receberam nenhum dos três benefícios do governo federal analisados: Seguro-Desemprego, Auxílio Emergencial ou Bolsa Família.

O Gráfico 1 apresenta a proporção de indivíduos que perderam seus empregos na pandemia (maio de 2020) e que receberam algum benefício do governo federal. Percebe-se que entre os que perderam seus empregos, 4,32% receberam Seguro-Desemprego, mais da metade recebeu o Auxílio Emergencial – 50,15%, e 11,17% recebiam Bolsa Família. Menciona-se que a maioria recebeu o Auxílio Emergencial porque este abrange os trabalhadores sem carteira de trabalho assinada, microempreendedores individuais (MEI), autônomos ou desempregados.

Vale destacar a necessidade de uma cobertura maior da política de Seguro-Desemprego, visto que apenas uma pequena parte dos trabalhadores que ficaram desempregados no período analisado receberam tal benefício. O programa Seguro-Desemprego é uma combinação entre eficiência econômica e proteção social, pois promove a assistência financeira temporária aos trabalhadores.

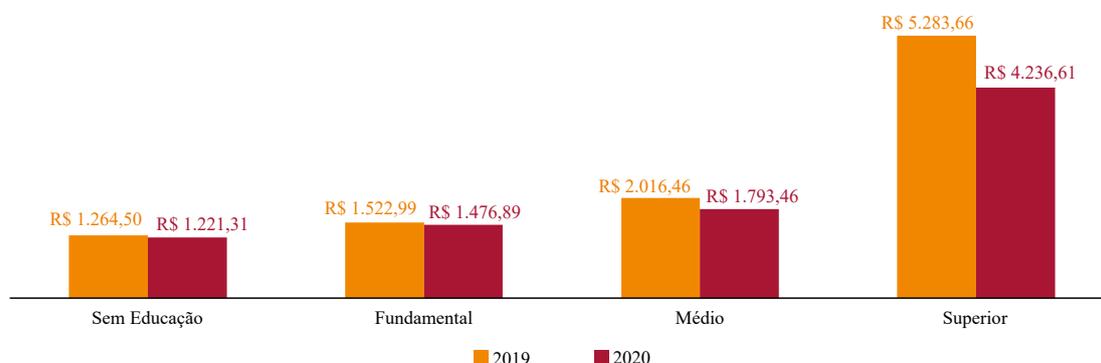
Gráfico 1 – Proporção dos indivíduos que perderam seus empregos segundo os programas de transferência de renda do governo federal durante a pandemia de Covid-19



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNADC 2019 e da PNAD COVID19.

Os dados demonstram ainda que 58,94% dos trabalhadores da amostra tiveram seus salários reduzidos no período analisado. No Gráfico 2, tem-se a média do salário² por nível educacional antes (1º trimestre de 2019) e durante (maio de 2020) a pandemia de Covid-19. Percebe-se que em 2019 a média salarial para os trabalhadores sem pelo menos o ensino fundamental (Sem Educação) era de R\$ 1.264,50, passando para R\$ 1.221,31, uma redução de 3,42%.

Gráfico 2 – Média do salário por nível educacional antes e durante a pandemia de Covid-19



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNADC 2019 e da PNAD COVID19.

Já para os trabalhadores com ensino médio, essa redução salarial média foi de 11,06%, passando o salário médio de R\$ 2.016,46 para R\$ 1.793,46. E verifica-se que para os que têm ensino superior essa diferença foi relativamente maior, redução de cerca de 19,82%. Os trabalhadores que têm ensino superior completo apresentaram redução de sua média salarial de R\$5.283,66 para R\$4.236,61.

As estatísticas descritivas para os indivíduos que perderam o emprego durante a pandemia e para os trabalhadores que tiveram redução de salário durante o período estão dispostas na Tabela 1. Observa-se que as mulheres foram as que tiveram maiores perdas de emprego durante a pandemia, 52,3%. Já entre os que tiveram redução dos salários, os homens são a maioria, 54,4%.

Entre os que transitaram do emprego para desemprego e entre os que tiveram redução dos rendimentos, a maior proporção é de indivíduos não brancos, com idade entre 35 e 44 anos e com ensino médio completo. Com relação às variáveis relacionadas à família, a maioria dos indivíduos têm cônjuge, não são chefes da família, e cerca de 31% têm filho.

Sobre a localização, a maioria reside em área urbana, nas regiões não metropolitanas e na Região Sudeste. A segunda região que teve maior proporção de trabalhadores que perderam seus empregos ou tiveram redução dos salários foi a Nordeste.

Tabela 1 – Estatística descritiva para os que perderam o emprego ou tiveram redução dos salários durante a pandemia de Covid-19 (maio/2020)

Individual	Emprego-Desemprego		Redução dos Salários	
	Média	DP	Média	DP
Homem	0,477	0,499	0,544	0,498
Branco	0,388	0,487	0,440	0,496
Idade 14 a 24	0,119	0,324	0,104	0,305
Idade 25 a 34	0,206	0,405	0,212	0,409
Idade 35 a 44	0,241	0,427	0,267	0,442

2 Os salários foram corrigidos pelo IPCA do 1º trimestre de 2019. Como as horas trabalhadas também foram reduzidas devido à pandemia, analisaram-se apenas os salários e não o salário/hora.

Individual	Emprego-Desemprego		Redução dos Salários	
	Média	DP	Média	DP
Idade 45 a 54	0,229	0,420	0,239	0,427
Idade 55 a 65	0,205	0,404	0,178	0,382
Sem Instrução	0,253	0,435	0,239	0,426
Fundamental	0,170	0,376	0,161	0,368
Médio	0,410	0,492	0,440	0,489
Superior	0,167	0,373	0,204	0,403
Estrutura Familiar				
Chefe	0,466	0,499	0,485	0,500
Cônjuge	0,592	0,491	0,625	0,484
Tem Filho	0,319	0,466	0,314	0,464
Localização				
Urbana	0,820	0,385	0,794	0,405
RM	0,422	0,494	0,391	0,488
Norte	0,126	0,332	0,109	0,311
Nordeste	0,312	0,463	0,254	0,435
Sul	0,137	0,344	0,186	0,389
Centro-Oeste	0,101	0,301	0,116	0,320
Sudeste	0,324	0,468	0,335	0,472

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNADC 2019 e PNAD COVID19.

Nota: DP = Desvio-Padrão.

b. Resultado do Modelo Heckprobit

Na Tabela 2, são apresentados os coeficientes e efeito marginal do modelo *Heckprobit* referente aos determinantes da probabilidade de transição do emprego para o desemprego e da probabilidade de redução dos salários durante a pandemia de Covid-19. Os resultados da equação de seleção para participação no mercado de trabalho estão contidos no apêndice, na Tabela A.1.

Apenas as variáveis Branco e Idade 55 a 65 não foram estatisticamente significativas sobre a probabilidade de redução dos rendimentos durante a pandemia. Analisando os efeitos marginais para a probabilidade de transitar do emprego para o desemprego entre os anos 2019-2020, tem-se que os homens e aqueles com idade entre 25 a 54 anos têm menos chance de perderem seus empregos, se comparados com as mulheres e os jovens com idade entre 14 a 24 anos, respectivamente.

Conforme sugerido por Balde, Boly e Avenyo (2020), em estudo para a África, as mulheres têm maior probabilidade de transitar para o desemprego durante a pandemia se comparadas com os homens, pois elas se concentram mais nos cuidados domésticos e com os filhos. E assim como encontrado por Adams-Prassl et al. (2020) para a Alemanha e por Orellana e Aragón (2020) e Barbosa, Costa e Hecksher (2020), ambos para o Brasil, os trabalhadores mais jovens têm maior probabilidade de perder seus empregos devido à crise provocada pela pandemia, se comparados com os outros trabalhadores da fase adulta.

Por outro lado, os mais velhos, ou seja, aqueles com idade entre 55 e 65 anos, são mais propensos a ficar desempregados se comparados com os mais jovens (14 a 24 anos). Isso se justifica porque essa faixa etária constitui parte da população de risco em relação à gravidade da COVID-19, por alguns estarem na fase de aposentaria ou mesmo devido às possíveis dificuldades em relação ao trabalho *home office* requerido no período.

Além disso, os trabalhadores sem instrução ou com ensino fundamental incompleto são aqueles com maior probabilidade de ficarem desempregados durante a pandemia. Os indivíduos com ensino superior apresentam, em média, menor chance de ficar desempregados (-22,72 p.p.) durante a pandemia do que aqueles que não completaram nem o ensino fundamental completo.

Cabe destacar que Adams-Prassl et al. (2020) encontraram que os trabalhadores com ensino superior nos EUA tinham 7,9 p.p. e no Reino Unido 6,3 p.p. menos chances de perder seus empregos durante a pandemia (mês de abril). Assim como Carlos et al. (2020) que fazem uma análise para o Brasil, através da PNAD COVID19 para o mês de maio. Os autores encontraram que os trabalhadores com melhores formações acadêmicas tinham um impacto menor no período corrente da pandemia. Portanto, ter uma graduação contou significativamente na chance de não ficar desempregado durante o período pandêmico.

Já ser chefe da família, ter cônjuge, residir em área urbana e morar na Região Sul ou Centro-Oeste (em relação aos que vivem na Região Sudeste) reduzem as chances de o indivíduo perder o emprego. Em contrapartida, os indivíduos que moram nas Regiões Norte ou Nordeste têm uma probabilidade maior de 9,93 p.p. e 11,84 p.p., respectivamente, de transitar para o desemprego do que aqueles moram na Região Sudeste.

Tabela 2 – Resultado do Modelo *Heckprobit*: determinantes da probabilidade de perda do emprego e redução dos salários durante a pandemia de Covid-19

	Perda do Emprego		Redução dos Salários	
	Coef.	dy/dx	Coef.	dy/dx
Homem	-0,5242*** (0,0054)	-0,1688*** (0,0017)	0,2726*** (0,0199)	0,0869*** (0,0044)
Branco	0,0178*** (0,0059)	0,0057*** (0,0010)	0,0118 (0,0073)	0,0038 (0,0023)
Idade 25 a 34	-0,5605*** (0,0088)	-0,1805*** (0,0029)	0,3885*** (0,0215)	0,1239*** (0,0045)
Idade 35 a 44	-0,6234*** (0,0094)	-0,2008*** (0,0031)	0,4184*** (0,0219)	0,1334*** (0,0045)
Idade 45 a 54	-0,4467*** (0,0099)	-0,1438*** (0,0032)	0,3246*** (0,0160)	0,1035*** (0,0039)
Idade 55 a 65	0,1774*** (0,0110)	0,0571*** (0,0035)	-0,0143 (0,0227)	-0,0045 (0,0072)
Fundamental	-0,0779*** (0,0084)	-0,0251*** (0,0027)	0,0186* (0,0112)	0,0059* (0,0035)
Médio	-0,4308*** (0,0072)	-0,1387*** (0,0024)	0,2337*** (0,0211)	0,0745*** (0,0051)
Superior	-0,7057*** (0,0092)	-0,2272*** (0,0030)	0,3963*** (0,0295)	0,1264*** (0,0067)
Chefe	-0,2028*** (0,0060)	-0,0653*** (0,0019)	0,1282*** (0,0107)	0,0409*** (0,0027)
Cônjuge	-0,1182*** (0,0062)	-0,0381*** (0,0020)	0,1056*** (0,0074)	0,0337*** (0,0022)
Urbana	-0,1095*** (0,0072)	-0,0353*** (0,0023)	0,1404*** (0,0099)	0,0448*** (0,0028)
RM	0,1214*** (0,0059)	0,0391*** (0,0019)	0,0540*** (0,0088)	0,0172*** (0,0031)
Norte	0,3084*** (0,0096)	0,0993*** (0,0031)	-0,2460*** (0,0150)	-0,0784*** (0,0039)
Nordeste	0,3678*** (0,0072)	0,1184*** (0,0023)	-0,2148*** (0,0149)	-0,0685*** (0,0035)
Sul	-0,1764*** (0,0079)	-0,0568*** (0,0025)	0,0502*** (0,0117)	0,0160*** (0,0035)
Centro-Oeste	-0,1463*** (0,0090)	-0,0471*** (0,0029)	0,0511*** (0,0109)	0,0163*** (0,0034)

	Perda do Emprego		Redução dos Salários	
	Coef.	dy/dx	Coef.	dy/dx
Trabalho Remoto	-1,0537*** (0,0669)	-0,3393*** (0,0203)	-0,2986*** (0,0166)	-0,0952*** (0,0072)
Trabalho 2	-0,1434*** (0,0076)	-0,0462*** (0,0024)	-0,1715*** (0,0141)	-0,0547*** (0,0053)
Carteira	-0,1275*** (0,0040)	-0,0411*** (0,0012)	0,0208*** (0,0068)	0,0066*** (0,0022)
Constante	1,6475*** (0,0110)	- -	-1,4354*** (0,0773)	- -

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNADC 2019 e da PNAD COVID19.

Nota: (a) Níveis de significância: ***1%, **5% e *10%; (b) Erros-padrão entre parênteses.

Para as variáveis relacionadas ao mercado de trabalho, observa-se que os trabalhadores com menos chance de ficar desempregados durante a pandemia foram: aqueles que realizavam trabalho remoto, -33,93 p.p.; aqueles com mais de um emprego (múltiplo emprego), -4,62 p.p.; e aqueles com carteira de trabalho assinada, (-4,11 p.p.).

Portanto, no período do 1º trimestre de 2019 e maio de 2020, que envolvem as medidas iniciais de isolamento social, os trabalhadores informais tinham maior chance de desemprego do que os formais. Já no período de julho a agosto de 2020, os trabalhadores sem carteira de trabalho assinada começavam a retornar ao trabalho, porém com aumento expressivo para inatividade, segundo estudo de Carvalho et al. (2020).

Os trabalhadores informais não recebem Seguro-Desemprego ou qualquer renda parcial quando suas atividades são interrompidas, por isso a necessidade de ampliação de políticas voltadas para esses trabalhadores. Ademais, como verificado no estudo de Santos, Ribeiro e Cerqueira (2020), que realizaram várias simulações, tem-se uma perda da capacidade da economia de gerar efeitos econômicos derivados da retirada dos trabalhadores informais e suas respectivas produção e consumo, devido à pandemia.

Os resultados, para a probabilidade de redução dos salários durante a pandemia, mostram que os trabalhadores com as seguintes características apresentam maior probabilidade de ter seus salários reduzidos: ser homem; idade entre 25 a 54 anos; maior nível de educação; ser chefe da família; ter cônjuge; residir em área urbana, região metropolitana, nas Regiões Sul ou Centro-Oeste (comparados com os residentes da Região Sudeste); e ter carteira de trabalho assinada.

Como a análise foi realizada apenas para os que estão no mercado de trabalho, os trabalhadores formais têm maiores chances de redução dos seus salários, já que, como visto anteriormente e apontado por vários estudos, os trabalhadores informais têm maior probabilidade de transitar para o desemprego (CARVALHO et al., 2020; CORSEUIL et al., 2021).

Os trabalhadores formais, apesar de terem seus rendimentos reduzidos durante o 1º trimestre de 2019 e maio de 2020, de acordo com o estudo de Carvalho et al. (2020), de maio a setembro de 2020 eles foram os que ainda conseguiram manter seus rendimentos, mesmo que parcialmente. Ainda segundo o estudo supracitado, os servidores públicos estatutários e militares praticamente não tiveram alteração salarial, e para o setor privado o Programa Emergencial de Manutenção do Emprego e da Renda permitiu a manutenção dos empregos, ainda que com menor rendimento.

Ademais, os que vivem na Região Nordeste ou Norte tiveram menores chances de redução dos rendimentos, 6,85 p.p. e 7,84 p.p., respectivamente. O mesmo pode ser visto para os indivíduos que realizam trabalhos remotos (-9,52 p.p.) ou aqueles que têm mais de um trabalho (múltiplo emprego), -5,47 p.p..

Assim como encontrado por Balde, Boly e Avenyo (2020), que analisam o mercado de trabalho da África, os trabalhadores que não realizam trabalho remoto foram mais propensos a perder seus empregos e ter redução nos seus salários durante a pandemia de Covid-19.

Conclui-se, portanto, que os indivíduos sem instrução, as mulheres, os mais velhos (idade entre 55 e 65 anos) e os que residem nas Regiões Norte ou Nordeste têm maior probabilidade de estar desempregados durante a pandemia. Os que tiveram maior chance de ter redução nos salários foram os com maior nível educacional, devido a terem salários maiores. Já os trabalhadores mais jovens (14 a 24 anos), aqueles que moram nas Regiões Norte ou Nordeste, aqueles que realizam trabalho remoto e/ou têm mais de um emprego foram menos propensos a ter seus salários reduzidos durante a pandemia.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este estudo teve por objetivo verificar os efeitos iniciais da pandemia de Covid-19 analisando os determinantes da perda de emprego e redução de salários. Para tanto, foi estimado o modelo *Heckprobit* para correção do viés de seleção aplicado às bases de dados PNAD Contínua 2019 (1º trimestre de 2019) e PNAD COVID19 (maio de 2020).

As estatísticas descritivas mostram que 31,59% dos indivíduos que estavam empregados no início de 2019 transitaram para o desemprego durante a pandemia. Entre esses indivíduos que perderam seus empregos, 4,32% receberam Seguro-Desemprego, mais da metade recebeu o Auxílio Emergencial 50,15%, e 11,17% recebiam Bolsa Família.

Vale destacar a necessidade de uma cobertura maior da política de Seguro-Desemprego, visto que apenas uma pequena parte dos trabalhadores que ficaram desempregados no período analisado receberam tal benefício. O programa Seguro-Desemprego atenua a ausência de renda, evitando que haja queda acentuada no consumo dos trabalhadores desempregados.

Os dados demonstram ainda que 58,94% dos trabalhadores tiveram seus salários reduzidos nesse período. Percebe-se que em 2020 a média salarial para os trabalhadores sem pelo menos o ensino fundamental teve uma redução de 3,42%. Já os trabalhadores que têm ensino superior completo apresentaram uma redução de cerca de 19,82% no salário médio.

Os resultados econométricos baseados no modelo *Heckprobit* apontam que os trabalhadores sem instrução ou com ensino fundamental incompleto tiveram maior probabilidade de ficar desempregados durante a pandemia. Por outro lado, os indivíduos que moram nas Regiões Norte ou Nordeste tiveram uma probabilidade maior de transitar para o desemprego do que aqueles que moram na Região Sudeste.

Para as variáveis relacionadas ao mercado de trabalho, observa-se que os trabalhadores que já realizavam trabalho remoto no 1º trimestre de 2019 tiveram menos chance de ficar desempregados durante a pandemia, assim como aqueles que tinham mais de um emprego ou tinham carteira de trabalho assinada.

Os resultados para a probabilidade de redução dos salários mostram que os trabalhadores com as seguintes características apresentaram maior probabilidade de ter seus salários reduzidos: ser homem; idade entre 25 a 54 anos; maior nível de educação; ser chefe da família; ter cônjuge; residir em área urbana, região metropolitana, no Sul ou Centro-Oeste (comparados com os residentes da Região Sudeste); e ter carteira de trabalho assinada. Ademais, os que vivem na Região Nordeste ou Norte têm menores chances de redução dos seus rendimentos. O mesmo pode ser visto para os indivíduos que realizam trabalho remoto ou aqueles que têm a opção de ter mais de um trabalho (múltiplo emprego).

Com isso, há a necessidade de inovação que permita ampliar o trabalho remoto (*home office*) e, primordialmente, de políticas públicas para apoiar todos os tipos de trabalhadores, com ênfase

se para aqueles com vínculos informais, visto que achados deste estudo mostram que cerca de 45,87% da amostra de trabalhadores desempregados durante a pandemia de Covid-19 não recebeu nenhum benefício do governo federal.

REFERÊNCIAS

- ADAMS-PRASSL, A., et al. Inequality in the Impact of the Coronavirus Shock: Evidence from Real Time Surveys, **IZA Discussion Paper**, n. 13183, 2020. Disponível em: <https://www.zora.uzh.ch/id/eprint/189496/1/dp13183.pdf>. Acesso em: 05 dez. 2020.
- BALDE, R.; BOLY, M.; AVENYO, E. **Labour market effects of COVID-19 in sub-Saharan Africa: An informality lens from Burkina Faso, Mali and Senegal**. United Nations University-Maastricht Economic and Social Research Institute on Innovation and Technology (MERIT), 2020.
- BARBOSA, A. L. N. de H.; COSTA, J. S.; HECKSHER, M. Mercado de trabalho e pandemia da Covid-19: ampliação de desigualdades já existentes? **Mercado de Trabalho: conjuntura e análise**. Rio de Janeiro, n. 69, 2020. Disponível em: <http://repositorio.ipea.gov.br/handle/11058/10186>. Acesso em: 05 dez. 2020.
- BARBOSA, R. J.; PRATES, I. Efeitos do desemprego, do Auxílio Emergencial e do Programa Emergencial de Preservação do Emprego e da Renda (MP nº 936/2020) sobre a renda, a pobreza e a desigualdade durante e depois da pandemia. **IPEA; Nota Técnica**, 2020. Disponível em: <http://repositorio.ipea.gov.br/handle/11058/10187>. Acesso em: 05 dez. 2020.
- CARLOS, G. T. et al. Novo Normal - O impacto da pandemia da Covi-19 sobre a renda no Brasil. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA DA REGIÃO SUL, 23., **Anais eletrônico...**, 2020. Disponível em: <http://www.anpec.org.br/novosite/br/xxiii-encontro-de-economia-da-regiao-sul--artigos-selecionados>. Acesso em: 05 dez. 2020.
- CARVALHO, S. S. et al. Análise das transições no mercado de trabalho brasileiro no período da Covid-19. **Carta de Conjuntura**, v. 6, IPEA, 2020.
- CORSEUIL, C. H. et al. Comportamento do mercado de trabalho brasileiro em duas recessões: análise do período 2015-2016 e da pandemia de covid-19. **Nota Técnica, DISOCIPEA**, n. 92, 2021.
- DJOUMESSI, Y. F. The adverse impact of the Covid-19 pandemic on the labor market in Cameroon. **African Development Review**, v. 33, p. S31-S44, 2021.
- GOMES, C. E. et al. Transições no mercado de trabalho brasileiro e os efeitos imediatos da crise econômica dos anos 2010. **Economia e Sociedade**, v. 28, p. 481-511, 2019.
- HOSSAIN, M. Gender Differences in Experiencing Coronavirus-Triggered Economic Hardship: Evidence from Four Developing Countries. **Research in Social Stratification and Mobility**, p. 100555, 2020.
- KOMATSU, B. K.; MENEZES-FILHO, N. Simulações de Impactos da COVID-19 e da Renda Básica Emergencial sobre o Desemprego, Renda, Pobreza e Desigualdade. **São Paulo: Policy Paper**, 2020.

LOPES, M. D. **Avaliação de desgaste de painéis em estudos longitudinais: uma aplicação na Pesquisa Mensal de Emprego (PME/IBGE)**. Dissertação (Mestrado) – Escola Nacional de Ciências Estatísticas, IBGE, Rio de Janeiro, 2002.

MACHADO, G. C.; OLIVEIRA, C. A.; PEREIRA, R. M. Ficar longe do trabalho compensa? Evidências a respeito dos custos e benefícios de restringir a frequência ao local de trabalho para reduzir a incidência de covid-19 no Brasil. *In: ENCONTRO REGIONAL DE ECONOMIA DO NORDESTE*, 25., **Anais eletrônicos...**, 2020. Disponível em: http://www.anpec.org.br/nordeste/2020/submissao/arquivos_identificados/065-c7c3623e6303374a03bc32cc1fa0a135.pdf. Acesso em: 05 dez. 2020.

MORAES, R. F. **Medidas legais de incentivo ao distanciamento social: comparação das políticas de governos estaduais e prefeituras das capitais no Brasil**. Brasília: IPEA. (Nota Técnica; nº 16), 2020.

ORELLANA, V. S. Q.; ARAGÓN, J. A. O. Efeitos da pandemia de covid-19 no mercado de trabalho brasileiro. *In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA – ANPEC*, 48., **Anais eletrônicos...**, 2020. Disponível em: https://www.anpec.org.br/encontro/2020/submissao/files_I/i12-ae4477897c425dea5b67238fc1da22b3.pdf. Acesso em: 21 out. 2020.

SANTOS, G. F.; RIBEIRO, L. C. de S.; CERQUEIRA, R. B. de. The informal sector and Covid-19 economic impacts: the case of Bahia, Brazil. **Regional Science Policy & Practice**, v. 12, n. 6, p. 1273-1285, 2020.

SILVA, T. D.; SILVA, S. P. **Trabalho, população negra e pandemia: notas sobre os primeiros resultados da PNAD Covid-19**. Brasília: IPEA. (Nota Técnica; nº 16), 2020.

VAN DE VEN, W. P. M. M.; VAN PRAAG, B. M. S. The demand for deductibles in private health insurance: A probit model with sample selection. **Journal of econometrics**. v. 17, n. 2, p. 229-252, 1981.

APÊNDICE 1 – TABELA A.1 – RESULTADO DA EQUAÇÃO DE SELEÇÃO PARA A PARTICIPAÇÃO NO MERCADO DE TRABALHO

Variável	Perda do Emprego		Redução dos Salários	
	Coef.	EP	Coef.	EP
Homem	0,4948***	0,0051	0,4986***	0,0051
Branco	-0,0213***	0,0055	-0,0208***	0,0055
Idade 25 a 34	0,5782***	0,0083	0,5826***	0,0083
Idade 35 a 44	0,6227***	0,0089	0,6107***	0,0089
Idade 45 a 54	0,4298***	0,0094	0,4102***	0,0095
Idade 55 a 65	-0,2076***	0,0102	-0,2179***	0,0102
Fundamental	0,0593***	0,0078	0,0596***	0,0078
Médio	0,4419***	0,0066	0,4461***	0,0066
Superior	0,7135***	0,0085	0,7205***	0,0085
Chefe	0,2576***	0,0058	0,2278***	0,0061
Cônjuge	0,1322***	0,0059	0,1240***	0,0059
Tem Filho	-0,0924***	0,0040	0,0111	0,0085
Urbana	0,1839***	0,0067	0,1803***	0,0067
RM	-0,0344***	0,0055	-0,0323***	0,0056
Norte	-0,3372***	0,0089	-0,3429***	0,0089
Nordeste	-0,3483***	0,0066	-0,3529***	0,0066
Sul	0,1525***	0,0076	0,1506***	0,0076
Centro-Oeste	0,0960***	0,0086	0,0965***	0,0086
Constante	-1,3813***	0,0101	-1,3808***	0,0101
Athrho	-3,1292***	0,1225	1,2169***	0,1540
Rho	-0,9962***	0,0009	0,8387***	0,0457

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNADC 2019 e da PNAD COVID19.

Nota: (a) Níveis de significância: ***1%, **5% e *10%; (b) EP = Erros-padrão.

FATORES INFLUENTES PARA CANCELAMENTO DE ROTAS AÉREAS NO BRASIL: UMA ANÁLISE NO CONTEXTO DA PANDEMIA DE COVID-19

Influential factors for cancellation of air routes in Brazil: an analysis in the context of Covid-19 pandemic

Ricardo Fernandes Consulin

Graduação em Infraestrutura Aeronáutica. Mestrado em Transportes pela UFPE (2020). Aluno de Doutorado em Engenharia de Transportes pela UFPE (2021-2024). ricardoconsulin@yahoo.com.br

Maurício Oliveira de Andrade

Engenheiro Civil. Doutor em Engenharia Civil (UFPE). Professor da Universidade Federal de Pernambuco (UFPE). Bolsista de produtividade do CNPq - PQ 2. Av. Prof. Moraes Rego, 1235. Cidade Universitária. 50670-901 - Recife, PE. mauricio.andrade@ufpe.br

Viviane Adriano Falcão

Engenheira Civil. Professora na Coventry University - Reino Unido e pesquisadora do Programa de Pós-Graduação em Engenharia Civil (PPGEC/UFPE). viviane.falcao@yahoo.com.br

Resumo: O setor de transporte aéreo passa por um período de mudanças devido à pandemia de Covid-19, e várias ações foram tomadas para a mitigação dos impactos econômicos causados. A recuperação tem sido contínua à medida que avançam a vacinação e o controle da doença, com as companhias aéreas voltando gradualmente ao nível de atividades pré-Covid-19, com rotas sendo criadas e outras canceladas, evidenciando a dinamicidade e a adaptabilidade do setor. Então, a identificação de rotas com potencial de encerramento no ano seguinte é uma informação que pode ser utilizada por planejadores, agentes públicos e administradores do setor aéreo para a melhoria da eficiência da rede, antecipação de ações de políticas públicas e melhor gerenciamento da infraestrutura aeroportuária. Assim, o objetivo do trabalho é identificar e discutir fatores influentes para o cancelamento de rotas aéreas no Brasil, considerando o contexto da pandemia de Covid-19, utilizando um modelo *logit* binário. Observou-se que as variáveis significativas que mais apareceram, considerando o Brasil e cada uma das suas regiões, foram: frequência de voos, distância voada, passageiros pagantes, criação de voo não regular para atendimento da demanda excedente e se havia ou não concorrência entre as companhias aéreas Azul e Latam para uma determinada rota.

Palavras-chave: rotas aéreas canceladas; modelo *logit*; transporte aéreo; Covid-19.

Abstract: The air transport sector is changing due to the COVID-19 pandemic, and various actions have been taken to mitigate the economic impacts. The recovery has been continuous as vaccination progresses and disease control improves, with airlines gradually returning to pre-COVID-19 activity levels. Routes are being created and others cancelled, highlighting the dynamism and adaptability of the sector. Identifying routes with the potential for closure in the following year is information that can be used by planners, public officials and administrators in the aviation sector to improve network efficiency, anticipate public policy actions and better manage airport infrastructure. Thus, the work aims to identify and discuss influential factors for the cancellation of air routes in Brazil, considering the context of the Covid-19 pandemic, applying a binary logit model. It was observed that the significant variables that appeared most frequently, considering Brazil and each of its regions, were: flight frequency, distance flown, paying passengers, the creation of non-regular flights to meet excess demand, and whether there was competition between Azul and Latam airlines for a particular route.

Keywords: canceled air routes; logit model; air transport; Covid-19.

1 INTRODUÇÃO

O setor de transporte aéreo tem sido extremamente afetado e tem demonstrado fragilidade para lidar com a situação criada pela pandemia de Covid-19, frente às medidas governamentais para evitar a propagação da doença, desde *lockdowns* em diversos locais, regiões, países, como também a aplicação de períodos de quarentenas para viajantes provenientes de regiões afetadas, com controle rigoroso da imigração, ou mesmo a proibição de entrada em alguns casos, com o fechamento de fronteiras.

O impacto na conectividade aérea mundial foi avassalador, com quedas de aproximadamente 75% na quantidade de voos comerciais logo no primeiro mês, após a declaração da Organização Mundial de Saúde (OMS) de que a doença tinha se tornado uma pandemia, em março de 2020 (DUBE; NHAMO; CHIKODZI, 2021).

Conforme destaca o relatório de conectividade do *Airports Council International (ACI) Europe* (2020), a cada aumento de 10% na conectividade aérea, são gerados 0,5% de aumento no PIB *per capita*, o que evidencia a sua importância para a capacidade produtiva da sociedade. Considerando que o relatório mostra que em novembro de 2020, seis meses após o início da crise pandêmica, mais de 6.000 rotas ainda permaneciam fechadas nos aeroportos europeus, o que representou 50% de decréscimo em relação ao mesmo período em 2019, infere-se que a recuperação ainda vai demorar alguns meses e que a economia sofreu perdas substanciais.

Estudos sobre a suspensão e/ou encerramento de rotas aéreas são pouco explorados na literatura, pois a preocupação sempre tem sido a criação e/ou reativação delas. No entanto, alguns autores deixaram importantes contribuições na tentativa de compreender o fenômeno. Lohmann e Vianna (2016) utilizaram entrevistas semiestruturadas com *stakeholders* para entender as relações e os processos de negociação usados para evitar suspensões de rotas, enquanto Calderón (1997) estudou a sustentabilidade de uma rota e mostrou os fatores que influenciam na sua demanda.

Visando a contribuir com essa lacuna de conhecimento, o presente trabalho mostra uma análise empírica sobre rotas aéreas suspensas no Brasil, comparando janeiro de 2020 com janeiro de 2021. Busca-se, assim, identificar no contexto da pandemia da Covid-19 as rotas canceladas e investigar os possíveis motivos pelos quais elas deixaram de ser viáveis sob a perspectiva das companhias aéreas.

A hipótese que se propõe é de que as rotas canceladas apresentam características comuns, que vão além das questões de queda da demanda e não lucratividade, que representam as variáveis mais importantes para o potencial sucesso ou fracasso de uma ligação aérea. Na metodologia desenvolvida, foi utilizado um modelo *logit* binário para identificar as variáveis significativas que explicam as razões por que uma rota é fechada, considerando o Brasil como um todo e cada uma das suas regiões, além das suas especificidades.

Além desta seção introdutória, o presente trabalho apresenta outras cinco seções. A seção 2 faz uma revisão da literatura e aborda alguns estudos realizados sobre a abertura e o fechamento de rotas aéreas. A seção 3 mostra a metodologia proposta para desenvolver o problema, por meio da utilização de um modelo de escolha discreta. A seção 4 faz uma breve análise sobre os valores dos parâmetros das variáveis encontrados no modelo e discute os resultados. Finalmente, a seção 5 apresenta algumas conclusões e faz recomendações para trabalhos futuros.

2 REVISÃO DE LITERATURA

Desde os primórdios da humanidade, o homem tem se movimentado por meio de rotas para a realização de trocas e comércio por bens e serviços, seja por terra, como a famosa Rota da Seda, seja pela água, como no período das grandes navegações na Idade Média, para o comércio de especiarias. As rotas aéreas surgem apenas no século 20, com o objetivo inicial de levar o correio

aéreo e, depois, o transporte de passageiros. Elas vêm a se desenvolver rapidamente logo após a 2ª Guerra Mundial, devido ao rápido avanço tecnológico, o que permitiu superar com segurança barreiras de tempo em relação aos outros meios de transporte (Fernandes e Pacheco, 2016).

Até 2019, o Brasil era o 6º maior mercado aéreo doméstico do mundo (IATA, 2020), superado apenas pelos EUA, China, Índia, Japão e Indonésia, o que demonstra um enorme potencial para a abertura de novas rotas aéreas.

De acordo com Klabjan (2003), a escolha das rotas é feita de acordo com critérios mercadológicos aprovados pela direção de uma companhia aérea, que vão desde a exploração de uma demanda potencial até o cumprimento de interesses específicos, como entrar no mercado de uma concorrente, ou mesmo criar um mercado. Assim, a abertura de novas rotas requer bastante pesquisa, que envolve não apenas aspectos de mercado, como estudos de viabilidade de trechos similares, análises demográficas, previsões de demanda, capacidade das aeronaves disponíveis, disponibilidade de infraestruturas, mas também a possibilidade de agregar parceiros públicos e/ou privados, que atuam como facilitadores e/ou investidores.

Enquanto as operadoras podem enxergar destinos potenciais, em que a criação de novas rotas diminui os custos de viagens aos clientes, facilitando o acesso, e movimenta a economia local (ALLROGGEN; MALINA; LENS, 2013; LOHMANN; VIANNA, 2016), autoridades governamentais, como de alguns estados do País, promovem a diminuição de alíquotas de impostos sobre combustíveis para atrair mais voos, visando a desenvolver o turismo ou aumentar a acessibilidade em determinada região.

Já os gestores de aeroportos estudam o mercado de forma contínua para desenvolver o melhor modelo de negócios, incentivando a exploração de rotas que apresentem potencial específico para uma companhia aérea. Assim, fazem com que se aumente a conectividade aérea, contribuindo para o crescimento do setor aeroportuário. Oferecer infraestruturas e facilidades, além do gerenciamento eficiente dos *slots*, também pode fazer parte dessa estratégia de desenvolvimento e atração de novas rotas aéreas (BABIC; KALIC, 2012).

Outra forma de fomento caracteriza-se por políticas de descontos nas tarifas aeroportuárias ou incentivos a determinadas rotas. Essa estratégia contribui para que se atraia mais tráfego de aeronaves e, conseqüentemente, maior demanda de passageiros. Estudo de Allroggen, Malina e Lens (2013) apresenta os principais fatores que sustentam esse tipo de abordagem.

De acordo com a ACI EUROPE (2020), a conectividade não é simplesmente uma medida de quantas ligações de pares de cidades há ou a frequência de voos entre esses pares, mas uma composição entre elas somada à qualidade das conexões (disponibilidade, quantidade de etapas e tempo de voo). Com esse enfoque, apresenta-se uma classificação em quatro tipos de conectividade aeroportuária:

- Direta: quantidade de ligações diretas existentes e frequências de voo para um mesmo destino;
- Indireta: medida do número de locais a que se pode chegar, através de voo de conexão de um aeroporto *hub* a partir de um aeroporto específico;
- De aeroporto: soma das conectividades direta e indireta anteriores, perfazendo uma medida geral de conectividade do aeroporto para o resto do mundo;
- De *hub*: medida do número de voos de conexão que podem ser usados no aeroporto *hub* em questão.

Assim, a abertura e/ou fechamento de rotas exercem impacto direto na conectividade. Deveci, Demirel e Ahmetoglu (2017), em estudo sobre o mercado das ligações da Turquia para cidades na América do Norte, citam que em anos recentes, a análise de novas rotas tornou-se uma importante informação para que as decisões estratégicas das empresas sejam bem-sucedidas. Nesses estudos, são levantadas continuamente receitas latentes, lucratividade e potencial de mercado, através de

cenários alternativos em que são feitas análises de sensibilidade. Também podem ser utilizados softwares, como o *Passenger Intelligence Services* (PaxIS) da IATA, para ajudar a conduzir análises estratégicas sobre planejamento e otimização de redes, de frotas, de receitas etc.

Em seu trabalho, aqueles autores aplicaram modelos matemáticos para a seleção de uma rota internacional, através de método de decisão multicritério, em que são considerados onze critérios. Dentre esses critérios, os que se mostraram mais relevantes foram: distância e custos envolvidos (combustível, tripulação, serviço de bordo etc.) e número de passageiros em potencial chegando/partindo do aeroporto, em detrimento de outros critérios mais usuais como população, PIB, número de companhias aéreas na mesma rota, frequência de voos, número de passageiros frequentes e sazonalidade. Isso mostra que a análise sempre deve ser feita considerando as características de cada localidade em um dado momento, pois o mercado é dinâmico e depende de inúmeros fatores, que nem sempre são visualizados e considerados.

Às vezes, há rotas que são subsidiadas para aumentar a acessibilidade de uma região, conforme estudo de Kineme *et al.* (2020), que apresenta um modelo matemático para auxiliar administradores e autoridades na seleção ótima de uma rede dessas rotas na Suécia. Em mercados de ampla concorrência, essas rotas não dispõem de voos comerciais, pois não seriam lucrativas devido aos custos operacionais envolvidos e à baixa demanda.

Apesar disso, a demanda ainda continua sendo um dos aspectos mais importantes. Segundo Jorge-Calderón (1997), ela é definida por dois tipos principais de fatores: os geoeconômicos e os relacionados aos serviços. Estes determinados pela qualidade e preço, aqueles pela atividade econômica e características locais. No trabalho apresentado por Wang e Song (2010), as principais variáveis encontradas na literatura referentes aos fatores geoeconômicos foram: renda, população, distância de acesso ao aeroporto e, competição com outros aeroportos nas proximidades. Já para os fatores relacionados a serviços, as variáveis que se destacaram foram: frequência de voo, fator de carregamento e tamanho e/ou tecnologia da aeronave.

Outros estudos acrescentaram novas variáveis que também influenciam a demanda por transporte aéreo, por exemplo: dia da semana, estação do ano, fidelidade do cliente, programas de milhagem, estratégia de *hub*, competição intermodal, conforto do voo, atraso do voo, introdução de empresas *low-cost* etc. (TRETHERWAY; OUM, 1992; CHIN, 2002; CASTELLI; PESENTI; UKOVICH, 2003; MASON, 2005; ORTÚZAR; SIMONETTI, 2008).

A demanda, no caso a insuficiência dela, também está associada com a maioria das razões para a suspensão de uma rota. No entanto, há também outros fatores importantes, que precisam ser levados em consideração, como as características locais dos aeroportos e o envolvimento das partes interessadas, entre outros. O estudo de Lohmann e Vianna (2016) explora os fatores dentro e fora da aviação que influenciaram o encerramento de rotas aéreas domésticas australianas, além do papel das partes envolvidas: operadores, administradores, governo e companhias aéreas, conforme pode ser visto na Figura 1. Segundo os autores, a lucratividade da rota é o fator mais importante entre os fatores aeronáuticos e está ligado diretamente à qualidade dos serviços prestados. Outras questões como a disponibilidade de aeronaves com tamanhos compatíveis com as demandas existentes, ter *slots* disponíveis para a operação em determinado aeroporto, se há ou não *low-cost-carriers* operando na rota e os custos operacionais envolvidos também são fundamentais.

Figura 1 – Fatores que influenciam a demanda por transporte aéreo



Fonte: Adaptado de Lohmann e Vianna (2016).

Olischer e Dörrenbächer (2013) discutem como o crescimento de companhias do tipo *low-cost-carriers* (LCC) tem influenciado o relacionamento entre as companhias aéreas e os aeroportos, fazendo com que as LCC busquem aeroportos com menores taxas, que atendam ao modelo de negócios, o que faz com que haja relocação ou cancelamentos de rotas aéreas das demais companhias com maior frequência.

Como fatores não aeronáuticos, Lohmann e Vianna (2016) destacam, além da população e sua renda, o desenvolvimento econômico, a estabilidade social da região e a sazonalidade, devido à qual voos podem operar temporariamente, como voos abertos durante o verão para destinos da Região Nordeste do Brasil, por exemplo. O clima também é considerado, pois a presença de mau tempo ou nevoeiros constantes pode ser um dificultador para o sucesso e permanência de uma rota.

Em outra perspectiva, focando no mercado aéreo chinês, trabalhos de Liu *et al.* (2009, 2011)) mostraram que para a estrutura da rede aérea, variáveis como população, PIB e distância entre duas cidades não são significativas, diferentemente da variável referente aos resultados do setor terciário. Essas conclusões também aparecem nos estudos de Zhang *et al.* (2016), em que mostram que a abertura de uma rota não é determinada somente pelo fluxo potencial de passageiros, mas é afetada significativamente pelos resultados do setor de comércio e serviços e pelo grau de conectividade entre duas cidades (mas é pouco influenciada pela distância entre elas).

Zhang *et al.* (2016) constataram que mesmo sem demanda suficiente, algumas rotas chinesas permanecem abertas por vários motivos, entre os quais: i) as rotas ajudam as companhias aéreas a acessar a um mercado potencial; ii) as autoridades querem que as rotas continuem operando, pois atendem a muitas pessoas e/ou regiões remotas; iii) as pequenas e médias cidades criam políticas de incentivos, como isenções fiscais, para encorajar as rotas a permanecerem abertas, tanto quanto possível, para que a economia local possa desenvolver-se mais rapidamente.

Outro ponto pouco explorado na literatura sobre a manutenção e/ou fechamento de uma rota é a relação entre as companhias aéreas e os administradores aeroportuários, os operadores e os agentes governamentais. Em caso de encerramento, todos saem perdendo, sejam os governos, que deixam de arrecadar impostos com o turismo e as atividades econômicas que poderiam ser geradas, sejam os operadores, que perdem clientes potenciais, sejam os administradores aeroportuários, que perdem receitas de serviços aeroportuários e não aeroportuários e, finalmente, as com-

panhias aéreas, que perdem demanda de passageiros, um dos seus principais meios para levantar recursos financeiros.

Considerando todos os pontos anteriores e após análise de entrevistas realizadas com essas partes interessadas, Lohmann e Vianna (2016) enumeram algumas das causas levantadas para o encerramento real de algumas das rotas aéreas australianas, que talvez possam ser extrapoladas para outros estudos:

- Baixo desempenho e não lucratividade por baixa demanda;
- Altos custos de operação no aeroporto de destino;
- Baixa lucratividade por gerenciamento ineficaz da rota (falta de promoção da rota/marketing ineficiente);
- Sazonalidade;
- Competição com *low-cost-carriers*;
- Baixa ocupação de assentos (*load factor*), inviabilizando a rota, apesar de incentivos públicos oferecidos para a manutenção da rota;
- Aeronave incompatível com a demanda (capacidade/disponibilidade);
- Oferta acima da demanda para determinado destino (*overcapacity*);
- Baixa interação entre gestores aeroportuários e a companhia aérea para tentar recuperar uma rota antes do fechamento; e, finalmente,
- Relacionamento deficiente entre operadores, administradores e companhias aéreas na composição de parcerias.

Dessa forma, após explorar os principais fatores (aeronáuticos e não aeronáuticos), os atores envolvidos e algumas das causas reais de encerramento de uma rota aérea sob uma perspectiva internacional, pode-se partir para analisar-se o caso brasileiro, considerando-se as rotas e os voos realizados, através da metodologia que segue proposta no próximo tópico.

3 METODOLOGIA

Para alcançar o objetivo proposto por este artigo, que é identificar e discutir os fatores influentes para o cancelamento de rotas aéreas no Brasil, considerando o contexto da pandemia de Covid-19, buscaram-se no banco de dados da Agência Nacional de Aviação Civil – ANAC (2021) informações amplas sobre os voos realizados em 2020 e 2021.

Os dados disponibilizados pela ANAC continham, para cada voo, informações sobre:

- Empresa aérea (sigla, nome e se é nacional ou estrangeira);
- Data (ano, mês);
- Aeroporto de origem e de destino (sigla e nome do aeroporto, UF, região, país, continente);
- Natureza da viagem (nacional ou internacional);
- Grupo de voo (regular, não regular, improdutivo);
- Passageiros, carga e correio (pago, grátis, assentos km oferecidos – *Available Seat-Kilometers* – ASK, passageiros km pagos transportados – *Revenue Passenger-Kilometers* – RPK, toneladas km oferecidos – *Available Tonne kilometers* – ATK, toneladas km pagos transportadas – *Revenue Tonne Kilometers* – RTK, carga paga.km, carga grátis.km, correio.km, assentos, *payload*, bagagem); e

- Dados do voo (combustível gasto, distância voada, número de decolagens, horas voadas).

A base de dados foi obtida no sítio eletrônico da ANAC, no qual constam informações mensais dos voos e operações aéreas em todos os aeroportos nacionais. Constam na base aproximadamente 26,7 mil dados em 2020, sendo 66,7% nacionais, dos quais 1.543 foram referentes às operações da Azul, Gol e Latam em janeiro de 2020.

O mês de janeiro de 2020 foi escolhido por ser a época com maior fluxo turístico de passageiros e com isso ser o mês com maior movimento aéreo do ano, e então se verificou quais voos nacionais de janeiro de 2020 deixaram de operar em janeiro de 2021, para que fosse feita a análise dos fatores que poderiam ter influenciado.

Para isso, nos dados de janeiro de 2020, após considerar somente os voos nacionais e que não fossem improdutivos das empresas aéreas Azul, Gol e Latam, também foram retirados os voos que apresentavam lacunas de informações, como os voos sem a quantidade de passageiros transportados ou sem a distância voada, para então ser feita uma análise descritiva inicial.

Então, foi aplicado um modelo de escolha discreta, também conhecido como modelo de escolha qualitativa, do tipo *logit* binário, para calcular a probabilidade de fazer-se uma escolha considerando-se o termo independente, vários fatores explicativos, X_i e um termo de erro ε_i , que representa os atributos não observados ou excluídos pelo pesquisador, conforme mostra a equação 1. (GUJARATI; PORTER, 2011; WASHINGTON; KARLAFTIS; MANNERING, 2011):

$$P_i = \frac{1}{1 + e^{-(\beta_1 + \sum \beta_i x_i + \varepsilon_i)}} \quad (1)$$

No modelo *logit*, todos os valores estimados da variável dependente rotas canceladas situam-se entre zero e um, sendo que o modelo é capaz de incorporar efeitos não lineares, com coeficientes estimados que indicam o impacto relativo de cada variável independente, de forma semelhante a uma regressão linear tradicional.

Como os dados são individuais, ou seja, não agrupados, o objetivo é obter os valores dos parâmetros desconhecidos de modo que a probabilidade de observar os dados da variável dependente seja a mais alta possível, ou seja, é maximizada a função de verossimilhança pela equação (2):

$$f(Y_1, Y_2, Y_3, \dots, y_n) = \prod_1^n P_i^{Y_i} (1 - P_i)^{1 - Y_i} \quad (2)$$

No modelo *logit*, ao fazer-se o antilogaritmo, obtém-se a razão de chances dada pela divisão entre as probabilidades da ocorrência (P_i) e não ocorrência do evento ($1 - P_i$), de tal forma que a probabilidade de ocorrência pode ser dada pela equação (3), abaixo:

$$\frac{P_i}{1 - P_i} = e^{\beta_1 + \sum \beta_i x_i + \varepsilon_i} \rightarrow P_i = \frac{1}{1 + e^{-(\beta_1 + \sum \beta_i x_i + \varepsilon_i)}} = \frac{e^{(\beta_1 + \sum \beta_i x_i + \varepsilon_i)}}{1 + e^{(\beta_1 + \sum \beta_i x_i + \varepsilon_i)}} \quad (3)$$

Então, se a função *logit* ($\beta_1 + \sum \beta_i x_i + \varepsilon_i$, da equação 3) tem sinal positivo, significa que quando o valor do coeficiente do regressor aumenta/diminui, aumenta/diminui a probabilidade de ocorrência do evento P_i , aproximando-se/afastando-se cada vez mais de 1. Agora, se o sinal for negativo, quando o valor do coeficiente aumenta/diminui, diminui/aumenta a probabilidade da ocorrência do evento P_i , aproximando-se/afastando-se cada vez mais, agora de zero (GUJARATI; PORTER, 2011; WASHINGTON; KARLAFTIS; MANNERING, 2011).

Dessa forma, cada coeficiente é uma medida de variação do *logit*, considerando uma unidade percentual de variação do regressor, o que é chamado de elasticidade. Resumindo, o sinal positivo ou negativo vai representar o impacto direto ou inverso das variáveis independentes sobre a variável dependente, além das intensidades com que cada variável afeta a razão de chances da ocorrência da variável dependente definida no modelo, que é rota cancelada.

Os modelos *logit* propostos para estudar as rotas canceladas em cada região do País basearam-se nas variáveis independentes listadas na Tabela 1:

Tabela 1 – Variáveis utilizadas no modelo para o Brasil e cada uma de suas regiões

Variáveis	NE	N	CO	S	SE	BRASIL
Decolagens	x	x	x	x	x	x
Distância voada	x			x	x	x
Criado voo não regular (S/N)	x		x	x	x	x
Pax_pago	x		x		x	x
Fator carga			x			
Grupo de voo (regular/não regular) (S/N)					x	x
Concorrência Azul e Latam (S/N)	x	x	x			x
Concorrência Azul e Gol (S/N)		x				x
Azul (S/N)	x				x	
Gol (S/N)	x				x	
Latam (S/N)				x		x
Base Latam (S/N)					x	
Centro-Oeste (S/N)						x
Sul (S/N)						x

Fonte: Autores.

A equação (4) apresenta o modelo *logit* utilizado, sendo que para cada região do País, ou o Brasil como um todo, devem ser consideradas apenas as variáveis assinaladas da Tabela 1:

$$L_i = \ln\left(\frac{P_i}{1-P_i}\right) = \beta_1 + \beta_2 \cdot Dec_i + \beta_3 \cdot Dist_Voada_i + \beta_4 \cdot Criado_VNR_i + \beta_5 \cdot Pax_pago_i + \beta_6 \cdot Fator_carga_i + \beta_7 \cdot Grupo_Voo_i + \beta_8 \cdot Conc_Azul_Latam_i + \beta_9 \cdot Conc_Azul_Gol_i + \beta_{10} \cdot Azul_i + \beta_{11} \cdot Gol_i + \beta_{12} \cdot Latam_i + \beta_{13} \cdot Base_Latam_i + \beta_{14} \cdot Centro_oeste_i + \beta_{15} \cdot Sul_i + \varepsilon_i \quad (4)$$

Em que:

L_i = rota cancelada (1 – sim ou 0 – não);

β_i = coeficientes dos atributos a serem calculados;

Dec_i = número de decolagens;

$Dist_Voada_i$ = distância voada em km entre a origem e o destino;

$Criado_VNR_i$ = se foi criado ou não voo não regular complementar para aquela rota;

Pax_pago_i = quantidade de passageiros pagantes no voo;

Fator carga = razão entre a carga transportada realizada e a total possível (RTK/ATK);

$Grupo_voo_i$ = voo regular (1) e não regular (0);

$Conc_Azul \times Latam_i$ = rota existente operada pelas duas companhias aéreas (1 – sim ou 0 – não);

$Conc_Azul \times Gol_i$ = se a rota existente é operada pelas duas companhias aéreas (1 – sim ou 0 – não);

$Azul_i$ = se a rota existente é operada pela Azul, (1 – sim ou 0 – não);

Gol_i = se a rota existente é operada pela Gol, (1 – sim ou 0 – não);

$Latam_i$ = se a rota existente é operada pela LATAM, (1 – sim ou 0 – não);

$Base_Latam_i$ = se a rota existente tem origem ou destino em base de operações da Latam: Brasília, Congonhas, Galeão, Guarulhos ou Fortaleza (1 – sim ou 0 – não);

$Centro-Oeste_i$ = se a rota tem origem na Região Centro-Oeste (1 – sim ou – não);

Sul_i = se a rota tem origem na Região Sul (1 – sim ou 0 – não); e

β_i = erro aleatório da função.

Conforme citado anteriormente, considerando que no modelo de regressão logística a contribuição da variável independente no aumento ou diminuição da probabilidade é feita pela análise do seu efeito marginal, que também é chamado de elasticidade, a próxima seção apresenta os resultados dessas variações.

4 RESULTADOS E DISCUSSÕES

Após o início da pandemia, muitos comportamentos na sociedade foram afetados, entre os quais as motivações para viagens aéreas. Seria factível deduzir que a maioria dos cancelamentos de voos foram devidos à pandemia, o que não é necessariamente uma realidade, conforme pode ser inferido no Gráfico 1, em que aparecem as quantidades de voos realizados em janeiro e em abril, entre os anos de 2019 e 2021.

Verifica-se que em abril de 2020, primeiro mês após a decretação da pandemia, o número de voos teve uma queda expressiva de 75% em relação a abril de 2019. Já em abril de 2021, essa queda diminuiu para 46%, também em relação a abril de 2019. Essas reduções de oferta estão intuitivamente associadas ao evento da pandemia. Comparando-se as reduções de oferta entre abril de 2020 e 2021 em relação a abril de 2019, verifica-se uma recuperação de quase 30% na quantidade de voos, podendo-se inferir que os efeitos da pandemia sobre a demanda aérea estão sendo atenuados.

Por outro lado, ao compararem-se os meses de janeiro e abril de 2019, verifica-se uma queda de aproximadamente 22% na oferta, o que indica uma influência da sazonalidade, haja vista janeiro ser tradicionalmente a época de férias da maioria dos brasileiros. Além disso, já ocorriam antes da pandemia reduções de ofertas de voos em pleno verão, evidenciadas pela retração em 10% entre janeiro de 2019 e janeiro de 2020, sugerindo um possível esfriamento da atividade econômica. Logo, a retração de voos nos períodos considerados pode sugerir outros tipos de causas, como fatores sociais, econômicos e sazonais, que associados à pandemia foram os principais responsáveis pelo quadro descrito.

Assim, o fechamento de uma rota aérea sugere uma relação de causalidade não apenas com a pandemia em si, mas com outros fatores, por exemplo: queda do número de passageiros, diminuição da frequência dos voos, aumento de custos, presença ou não de outra companhia na mesma rota etc.

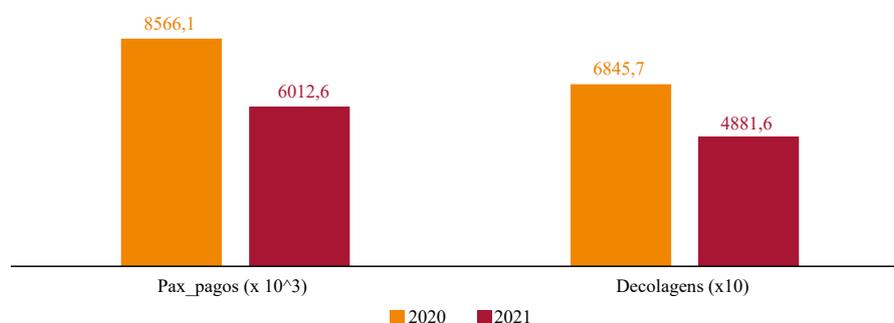
Gráfico 1 – Voos domésticos (Azul, Gol e Latam)



Fonte: ANAC (2021).

Analisando-se a variação do número de passageiros e da quantidade de decolagens, para o mês de janeiro dos anos de 2020 e 2021, conforme mostra o Gráfico 2, verifica-se uma queda aproximada de 30% desses dois fatores, entretanto a média de passageiros por voo permaneceu aproximadamente a mesma (125,13 para 2020 versus 123,16 para 2021). Esses números sugerem a tentativa das empresas aéreas de ajustar a oferta à demanda, buscando o equilíbrio de custos e receitas.

Gráfico 2 – Número de passageiros e de decolagens – janeiro de 2020 x janeiro de 2021



Fonte: ANAC (2021).

Essas duas variáveis serão exploradas para a montagem do modelo *logit* proposto, utilizando-se os dados da ANAC para viagens nacionais, considerando o mês de janeiro, conforme já discutido anteriormente.

Na Tabela 2, pode-se verificar, por região, a quantidade total de rotas ativas em janeiro de 2020 e quantas dessas rotas foram fechadas em janeiro de 2021, por cada companhia aérea. Observa-se que apesar de a Azul ter fechado mais rotas aéreas em todas as regiões, foi a Latam a companhia que proporcionalmente mais encerrou voos, pois tinha a menor fatia do mercado (20,7%), mas entre as rotas fechadas, respondeu por 29,5% dos encerramentos.

Tabela 2 – Rotas totais em jan. 2020 e canceladas em jan. 2021 por companhia aérea e por região do País

Região	NE	N	CO	S	SE	Subtotais	
Todas as Rotas							
Azul	205	55	78	112	297	747	48,4%
Gol	133	46	54	61	182	476	30,9%
Latam	72	27	54	41	126	320	20,7%
Subtotais	410	128	186	214	605	1543	100%
	26,6%	8,30%	12,0%	13,9%	39,2%	100%	
Rotas canceladas							
Azul	53	12	24	40	82	211	52,4%
Gol	16	6	4	20	27	73	18,1%
Latam	28	12	10	22	47	119	29,5%
Subtotais	97	30	38	82	156	403	100%
	24,1%	7,45%	9,45%	20,3%	38,7%	100%	

Fonte: ANAC (2021).

Considerando-se os dados anteriores e aplicando-se o modelo *logit* binário discutido na seção anterior (Metodologia), tem-se a Tabela 3, que apresenta os coeficientes e as respectivas significâncias (p-valor) dos modelos calculados para cada região e também para o Brasil.

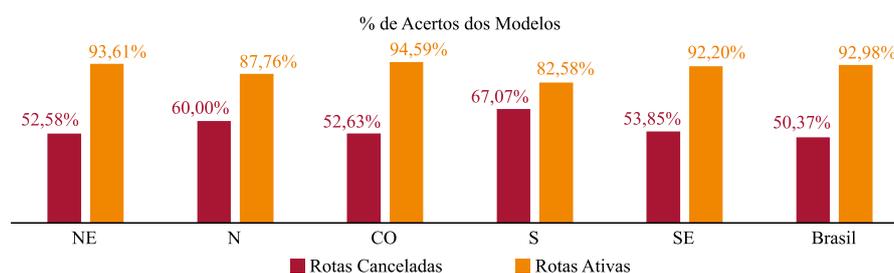
Tabela 3 – Parâmetros e significâncias das variáveis do modelo para o Brasil e cada uma das suas regiões

Variáveis	NE	N	CO	S	SE	Brasil
Constante	2,12***	0,321	-1,18	1,47***	2,93***	1,89***
Decolagens	-2,09e-2***	-6,29e-2***	-4,14e-2***	-3,65e-2***	-2,22e-2***	-2,62e-2***
Distância voada	-6,38e-4***			-7,42e-4*	-5,47e-4***	-5,45e-4***
Criado voo não regular (S/N)	-1,89***		-1,60***	-1,52***	-1,401***	-1,48***
Pax_pago	-7,02e-3**		-1,56e-2***		-8,13e-3***	-6,02e-3***
Fator carga			3,94**			
Grupo de voo (regular/não regular) (S/N)					-1,014***	-0,478***
Concorrência Azul e Latam (S/N)	1,05***	2,78***	1,26**			0,964***
Concorrência Azul e Gol (S/N)		-2,86***				-0,486***
Azul (S/N)	-0,726*				-0,539*	
Gol (S/N)	-1,09**				-1,36***	
Latam (S/N)				1,38***		0,752***
Base Latam (S/N)					1,162***	
Centro-Oeste (S/N)						-0,647***
Sul (S/N)						0,411**
R ² de McFadden	27,42%	34,34%	32,43%	27,18%	28,51%	26,15%
Acurácia observada (AcObs)	83,90%	81,30%	86,0%	76,6%	82,3%	81,9%
K	0,5088	0,4790	0,5227	0,5004	0,4987	0,4811
Teste de razão de verossimilhança	123,05***	47,87***	61,10***	77,43***	196,96***	463,46***
	*** p < 1%	** p < 5%	* p < 10%			

Fonte: Autores.

Para cada uma das regiões, o modelo calculou a porcentagem de casos corretamente previstos para as rotas ativas (> 82%) e canceladas (> 50%), conforme apresentado no Gráfico 3, em que se pode verificar que o modelo mais assertivo para as rotas canceladas foi o da Região Sul ($k = 0,5004$), apesar desta apresentar a menor acurácia (76,6%) em relação às demais regiões. Considerando o País, as porcentagens foram 93,0% e 50,4%, respectivamente.

Gráfico 3 – Previsão dada pelos modelos para as rotas de cada região do Brasil



Fonte: Autores.

4.1 Interpretação dos modelos

Todos os modelos regionais apresentaram cada uma das suas variáveis significantes, com níveis de significância abaixo de 10% (3 variáveis), de 5% (4 variáveis), ou de 1% (20 variáveis) e, por isso, podem ser feitas as próximas considerações. Já para o modelo nacional, exceto a variável se o voo tinha origem na Região Sul, todas as demais foram significantes abaixo de 1%.

Observou-se que entre as variáveis significativas para o fechamento de uma rota, o número de decolagens apareceu em todas as regiões, enquanto o número de passageiros pagos, distância voada, criação de voo não regular e a existência de concorrência entre as companhias aéreas Azul e Latam apareceram para a maioria das regiões.

Assim, o sinal negativo do número de decolagens significa que quanto mais decolagens existentes na rota, menor a chance de ela ser cancelada, sendo na Região Norte a sua maior influência, 0,061 vezes [1-EXP(-0,0629)], ou seja, o número maior de decolagens influencia muito mais para o não fechamento da rota na Região Norte do que nas Regiões Sudeste 0,022 vezes [1-EXP(-0,0222)] e Nordeste 0,021 vezes [1-EXP(-0,0209)], que revelaram os menores impactos. O mesmo acontece, agora com o sinal positivo, em relação à concorrência Azul e Latam, pois, quando ela existe, a chance de encerramento da rota por uma das companhias aéreas é maior, principalmente na Região Norte 16,1 vezes [EXP(2,78)], em relação às Regiões Centro-Oeste 3,5 vezes [EXP(1,26)] e Nordeste 2,9 vezes [EXP(1,05)].

Todas as variáveis que apareceram em mais de uma região apresentaram os mesmos sinais negativos. Assim, quando há criação de rotas não regulares, menor é a chance de o voo ser cancelado, principalmente no Nordeste 0,85 vezes [1-EXP((-1,89))], que teve o menor valor em relação às demais regiões, provavelmente por ser uma região com vários destinos turísticos de férias, haja vista os dados serem referentes ao mês de janeiro.

Ao considerar-se a distância voada, voos provenientes da Região Sul têm menor probabilidade de cancelamento 0,0007 vezes [1-EXP(-0,00074)], com pouca diferença em relação às Regiões Nordeste 0,0006 vezes [1-EXP(-0,00064)] e Sudeste 0,0005 vezes [1-EXP(-0,00055)]. O mesmo ocorre em relação ao número de passageiros pagos, com a Região Centro-Oeste 0,015 vezes [1-EXP(-0,015)] com a menor probabilidade, em relação às Regiões Sudeste 0,008 vezes [1-EXP(-0,008)] e Nordeste 0,007 vezes [1-EXP(-0,007)].

Nas Regiões Sudeste e Nordeste, os voos da Gol (74,3/66,4) [1-EXP(-1,36)/1-EXP(-1,09)] têm menores chances de cancelamento em relação aos voos da Azul (41,7/51,8) [1-EXP(-0,54)]/[1-EXP(-0,73)], e estes em relação aos voos da Latam, conforme o que já foi apresentado na Tabela 2.

As demais variáveis aparecem influenciando em apenas uma das regiões. Enquanto fator carga, na Região Centro-Oeste, se o voo era da Latam, na Região Sul, e se o aeroporto era base da Latam, na Região Sudeste, aumentam a chance de cancelamento de uma rota, as variáveis se o voo era regular ou não, na Região Sudeste, ou se havia concorrência entre a Azul e a Gol, na Região Norte, diminuem aquela probabilidade.

Em nível nacional, todas as variáveis apresentaram os mesmos sinais das regiões do País, tendo as mesmas interpretações anteriores, sendo acrescentadas as variáveis que referenciavam se a rota tinha origem na Região Centro-Oeste ou na Região Sul. Neste, o sinal positivo indica que aumenta a chance de a rota ser cancelada se ela for originada na Região Sul, enquanto naquele, o sinal negativo significa que há menos chance de encerramento, conforme consta na Tabela 4.

Variáveis geoeconômicas como população, renda *per capita*, fator de carregamento dos voos (passageiros e cargas), entre outras, foram testadas, mas não se resultaram significativas. Além disso, variáveis observadas na literatura como tarifas, custos de operação, gerenciamento de *slots*, dinamismo do setor terciário e grau de conectividade não foram exploradas no modelo devido ao banco de dados utilizado não dispor desses indicadores. Além disso, como o estudo foi feito apenas para o mês de janeiro, a sazonalidade também deixou de ser uma variável explorada.

Tabela 4 – Probabilidade de encerramento de rota por região do País

Região	Probabilidade de encerramento de rotas (%)
Norte	11,13
Nordeste	14,05
Centro-Oeste	8,26
Sudeste	15,26
Sul	26,22
Brasil	16,03

Fonte: Autores.

4.2 Robustez dos modelos

Todos os modelos foram testados quanto à autocorrelação, não apresentando variáveis correlacionadas.

Os modelos também foram avaliados utilizando-se a estatística Kappa (K), que compara a acurácia observada (AcObs) com a acurácia esperada (AcEsp). Foi considerada a tabela de classificação referente aos dados observados versus dados preditos, também chamada de matriz de confusão, dada pela equação (5), a seguir:

$$\text{Matriz de Confusão: } \begin{matrix} & \begin{matrix} 0 & 1 \end{matrix} \\ \begin{matrix} 0 \\ 1 \end{matrix} & \begin{bmatrix} x & y \\ w & z \end{bmatrix} \end{matrix} \quad (5)$$

Então foram calculados: AcObs, AcEsp e K, conforme as Fórmulas (6), (7) e (8), dadas a seguir:

$$\text{AcObs} = \frac{x + z}{x + y + w + z} \quad (6)$$

$$\text{AcEsp} = \frac{(x + y) \cdot (x + w) + (z + w) \cdot (z + y)}{(x + y + w + z)^2} \quad (7)$$

$$K = \frac{\text{AcObs} - \text{AcEsp}}{1 - \text{AcEsp}} \quad (8)$$

Quanto maior a acurácia do modelo, maior o valor de K, que tem a vantagem de ser uma medida que permite comparar um modelo com qualquer outro modelo usado para a mesma tarefa de classificação. Ao calcular K para as cinco regiões, verificou-se que os modelos para as Regiões Centro-Oeste, Nordeste e Sul foram os que revelaram os mais altos valores de K, 0,5227, 0,5088 e 0,5004, respectivamente; já para o País como um todo, o valor foi de 0,4811. Segundo classificação de Landis e Koch (1977), todos os modelos apresentaram nível de concordância moderada, com $0,40 < K < 0,60$.

4.3 Discussão sobre os erros aleatórios

Na função *logit*, é importante destacar que uma parcela do erro pode estar vinculada à análise de lucratividade de cada uma das rotas, que não foi feita, além de outras causas, como fatores políticos ou de regulação do mercado.

Questões como diminuição da frequência de voos, ou da quantidade de passageiros de um ano para o outro, ou mudança do tamanho da aeronave utilizada na rota, também não foram analisadas para cada rota. Assim, uma rota que passa de 50 voos em janeiro de 2020 para 2 voos em janeiro de 2021, ou que transportava 800 passageiros no mês e depois passa a transportar 200, ou que utilizava uma aeronave com capacidade de 120 lugares e passa a utilizar uma outra de 50 assentos, aparecerão como rotas ativas, apesar de terem uma tendência de encolhimento e/ou mesmo encerramento, que não é captada pelo modelo proposto, demandando estudos específicos.

Desde 2019, alguns governos estaduais, como o de São Paulo, Mato Grosso do Sul e, mais recentemente, Rio Grande do Sul (2020), Rio de Janeiro e Amazonas (2021), vêm negociando programas para estimular a ampliação, a diversificação e o desenvolvimento de transportes de passageiros e cargas nos estados, tendo como contrapartida desonerações fiscais. Em alguns casos, são dadas isenções de impostos incidentes sobre o querosene de aviação para todas as operações no estado em troca de manutenção de voos regulares em destinos pré-estabelecidos, ou criação de novas rotas, ou expansão das existentes, o que seria difícil de se mensurar no modelo proposto.

Outro fator a ser levado em consideração é quando existe um acordo *codeshare* entre duas companhias aéreas, situação atípica de mercado que cria algumas singularidades, influenciando na livre concorrência. Atualmente, desde junho de 2020, há um acerto de *codeshare* entre a Azul e a Latam, para 64 rotas, sendo 35 da Azul e 29 da LATAM, que se encerra em agosto de 2021 e teve como objetivo aumentar o fator de carregamento dos voos e as ofertas de horários e destinos.

Os aspectos anteriores, que podem afetar os erros aleatórios do modelo proposto, não têm por objetivo exaurir todas as possibilidades, mas alertar sobre a importância de se analisar situações pontuais, que em alguns casos podem causar vieses, motivando assim estudos específicos.

5 CONCLUSÕES

Atualmente, o mundo vem passando por uma crise pandêmica que mudou as formas de relacionamento e interação da sociedade, afetando diversas áreas, entre elas o setor aéreo, que teve quedas expressivas na demanda de passageiros. Isso fez com que diversas companhias reestruturassem suas malhas aéreas visando a uma melhor adequação, levando ao fechamento e/ou suspensão temporária de várias rotas.

O presente artigo se baseou nas seguintes questões de pesquisa: Quais seriam as características comuns das rotas que revelam maiores probabilidades de algum tipo de restrição provisória e/ou definitiva? Além das questões de queda da demanda e da não lucratividade, quais são as variáveis mais importantes para o potencial sucesso ou fracasso de uma ligação aérea? A resposta a essas questões constitui o objetivo que este trabalho procurou explorar.

Dessa forma, a principal meta foi propor uma maneira de identificar rotas com potencial de encerramento no ano seguinte, para que a informação possa ser utilizada por planejadores, agentes públicos e administradores do setor aéreo para melhorar a eficiência da rede, antecipar ações de políticas públicas e melhorar o gerenciamento da infraestrutura aeroportuária

Foi observado que todas as rotas com potencial de suspensão no Brasil, considerando cada uma das regiões do País, revelaram as seguintes variáveis em comum no modelo *logit* proposto, como sendo as mais importantes e significativas: frequência dos voos; criação de voo não regular para atendimento da demanda excedente; e se existia ou não concorrência entre as companhias Azul e Latam para uma determinada rota. Além da diminuição da concorrência entre as empresas aéreas, observou-se a influência do fator geográfico no encerramento das rotas, contrastando as Regiões Centro-Oeste e Sul, com o menor e o maior valor, respectivamente. Outra influência foi a quantidade de voos existentes anteriormente, sendo que regiões com maiores quantidades, como o Sudeste e o Nordeste, encerraram mais voos, enquanto a Região Norte, por outro lado, que já contava com o menor número de voos, sofreu menos impacto.

Resumindo, as regiões com maiores e menores probabilidades de encerramento de rotas foram as Regiões Sul e Centro-Oeste, respectivamente. As análises e informações extraídas neste artigo podem ser valiosas para operadores, administradores e companhias aéreas, pois ajudam a antecipar tendências sobre o fechamento e/ou suspensão das rotas aéreas e podem ajudar a definir estratégias a partir dos interesses de todas as partes envolvidas.

Apesar das análises que puderam ser feitas, ressalta-se que o modelo apresenta limitações, pois variáveis econômicas (ex.: tarifa, indústria terciária etc.) e operacionais (ex.: gerenciamento de *slots*, grau de conectividade etc.) não foram exploradas, assim como a variável sazonalidade, porque o estudo foi feito apenas para o mês de janeiro. Destaca-se que o mês de janeiro foi escolhido por ser tradicionalmente o mês com maior movimentação de passageiros do setor aéreo e, teoricamente, com a menor quantidade de rotas com probabilidade de ser encerradas.

Finalmente, sugerem-se estudos futuros que possam ampliar e aprofundar a abordagem deste artigo, incluindo: indicadores de lucratividade e conectividade de uma rota; influência das *low-cost-carriers* na abertura e/ou fechamento de rotas aéreas; rotas aéreas não lucrativas e que permanecem abertas por outros motivos; impactos dos acordos dos governos estaduais no desenvolvimento e ampliação das rotas aéreas estaduais etc.

REFERÊNCIAS

ACI EUROPE – AIRPORTS COUNCIL INTERNATIONAL EUROPE. **Airport Industry Connectivity Report 2020**. Relatório Técnico. 19 p. Amsterdam. Disponível em: [aci europe airport industry connectivity report 2020.pdf](https://www.aci-europe.org/airport-industry-connectivity-report-2020.pdf) (aci-europe.org). Acesso em: 25 jun. 2021.

ACI EUROPE – AIRPORTS COUNCIL INTERNATIONAL EUROPE. Disponibiliza diversas informações sobre o setor aéreo da União Europeia. Disponível em: [Airports Council International Europe | ACI EUROPE - Air connectivity](https://www.aci-europe.org/airports-council-international-europe) (aci-europe.org). Acesso em: 25 jun. 2021.

ALLROGGEN, F., MALINA, R., LENZ, A. K. Which factors on the presence of incentives for route and traffic development? Econometric evidence from European airports. **Transportation Research Part E**, v. 60, p. 49-61, 2013.

ANAC – AGÊNCIA NACIONAL DE AVIAÇÃO CIVIL. [Desenvolvido por ANAC]. Disponibiliza informações sobre o mercado de transporte aéreo. Disponível em: [Base de Dados Estatísticos do Transporte Aéreo — Português \(Brasil\)](https://www.gov.br/anac/pt-br/assuntos/estatisticas) (www.gov.br). Acesso em: 25 jun. 2021.

BABIC, D.; KALIC, M. Airline route network expansion: Modelling the benefits of slot purchases. **Journal of Air Transport Management**, v. 23, p. 25-30, 2012. DOI: 10.1016/j.jairtraman.2012.03.002.

CASTELLI, L; PESENTI, R., ULKOVICH, W. An airline-based multilevel analysis of airfare elasticity for passenger demand. *In: Proceedings of the 7th ATRS Conference*. 2003.

CHIN, A. T. H. Impact of frequent flyer programs on the demand for air travel. **Journal of Air Transportation**, v. 7, n. 2, p. 53-86, 2002.

DEVECI, M., DEMIREL, N. C., AHMETOGLU, E. Airline new route selection based on interval type-2 fuzzy MCDM: A case study of new route between Turkey-North American region destinations. **Journal of Air Transport Management**, v. 59, p. 83-99, 2017. DOI: 10.1016/j.jairtraman.2016.11.013.

- DUBE, K., NHAMO, G., CHIKODZI D. COVID-19 pandemic and prospects for recovery of the global aviation industry. **Journal of Air Transport Management**, v. 92, p. 1-12, 2021. DOI: 10.1016/j.jairtraman.2021.102022.
- FERNANDES, E.; PACHECO, R. R. **Transporte Aéreo no Brasil: uma visão de mercado**. 1 ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2016. 293 p.
- GUJARATI, D. N., PORTER, D. C. **Basic Econometrics**. 5 ed. New York: AMGH, 2011, 918 p.
- IATA – INTERNATIONAL AIR TRANSPORT ASSOCIATION. Annual Review 2020. **76th Annual General Meeting**. Amsterdam. 56 p. 2020. Disponível em: <https://www.iata.org/contentassets/c81222d96c9a4e0bb4ff6ced0126f0bb/iata-annual-review-2020.pdf>. Acesso em: 27 jun. 2021.
- JORGE-CALDERÓN, J. D. A demand model for scheduled airline services on international European routes. **Journal of Air Transport Management**, v. 3, n. 1, p. 23-35, 1997.
- KINEME, A.; GRANBERG, T. A.; POLISHCHUC, V.; RYDERGREN, C. Decision support for an optimal choice of subsidized routes in air transportation. **Journal of Air Transport Management**, v. 82, p. 1-13, 2020. DOI: 10.1016/j.jairtraman.2019.101724.
- KLABJAN, D. **Large-scale models in the airline industry**. In: DESAULNIERS, G.; DESROSIERS, J.; SOLOMON, M. M. (eds.). Column Generation, Kluwer Academic Publishers, p. 163-195, 2003.
- LANDIS, J. R.; KOCH G. G. The measurement of observer agreement for categorical data. **Biometrics**. V. 33, n. 1, p. 159-174, 1977.
- LIU, H. K.; ZHANG, X. L.; CAO, L.; WANG, B. H.; ZHOU, T. Analysis on the connecting mechanism of Chinese city airline network. *Sci. Sin. Phys. Mech. Astronomica*, v. 39, n. 7, p. 935-942, 2009.
- LIU, H. K., Lv L. Y., ZHOU, T. Uncovering the network evolution mechanism by link prediction. *Sci. Sin. Phys. Mech. Astronomica*, v. 41, n. 7, p. 816-823, 2011.
- LOHMANN, G.; VIANNA, C. Air Route Suspension: The role of stakeholder engagement and aviation and non-aviation factors. **Journal of Air Transport Management**, v. 53, p. 199-210, 2016. DOI: 10.1016/j.jairtraman.2016.03.007.
- MASON, K. J. Observations of fundamental changes in the demand for aviation services. **Journal of Air Transport Management**, v. 11, n. 1, p. 19-25, 2005.
- OLISCHER, F. T.; DÖRRENBÄCHER, C. **Concession bargaining in the airline industry: Ryanair's policy of route relocation and withdrawal**, Working Paper, n. 73, 2013. Hochschule für Wirtschaft und Recht Berlin, IMB Institute of Management Berlin, Berlin.
- ORTÚZAR, J. D.; SIMONETTI, C. Modelling the demand for medium distance air travel with the mixed data estimation method. **Journal of Air Transport Management**, v. 14, n. 6, p. 297-303, 2008.
- TRETHEWAY, M. W.; OUM, T.H. **Airline economics: foundations for strategy and policy**. Canada: Centre for Transportation Studies, University of British Columbia. 1992. 143 p. ISBN: 0888655169.
- WANG, M.; SONG, H. Air Travel Demand Studies: A Review. **Journal of China Tourism Research**, v. 6, n. 1, p. 29-49, 2010. DOI: 10.1080/19388160903586562.

WASHINGTON, S. P.; KARLAFTIS, M. G.; MANNERING, F. L. **Statistical and Econometric Methods for Transportation Data Analysis**. 2 ed. New York: CRC Press, 2011, 530 p.

ZHANG, Y.; PENG, T.; FU, C.; CHENG, S. Simulation analysis of factors affecting air route connection in China. **Journal of Air Transport Management**, v. 50, p. 12-20, 2016. DOI: 10.1016/j.jairtraman.2015.09.002