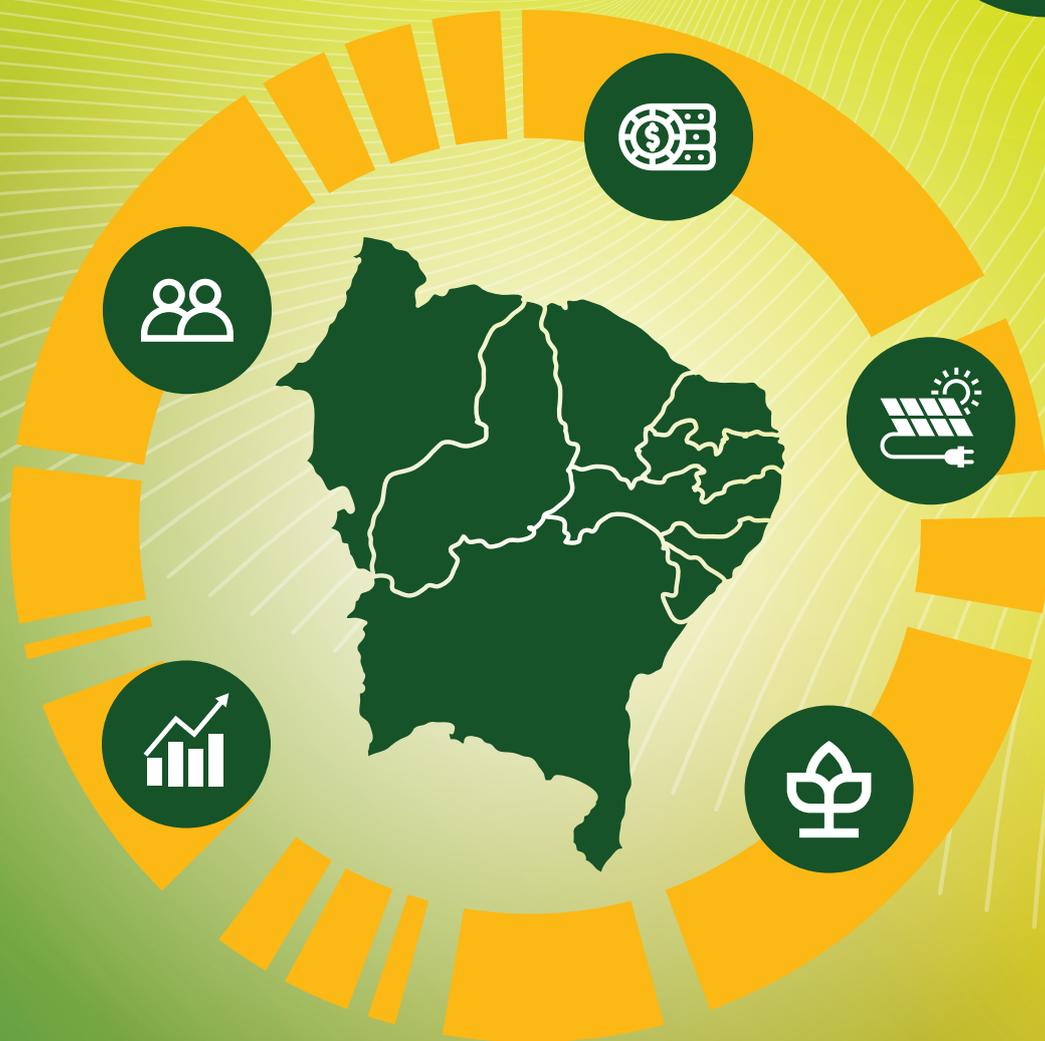


REN Revista Econômica do Nordeste

Volume 53 | Nº 02 | Abril a Junho de 2022

2



Banco do
Nordeste

REN Revista
Econômica
do Nordeste

REN Revista Econômica do Nordeste

BANCO DO NORDESTE DO BRASIL

Presidente:

José Gomes da Costa

Diretores:

José Gomes da Costa | Anderson Aorivan da Cunha Possa | Haroldo Maia Júnior | Lourival Nery dos Santos | Bruno Ricardo Pena de Sousa | Thiago Alves Nogueira

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
Profa. Francesca Bettio, Università di Siena
Dr Gil Célio de Castro Cardoso, Universidade de Brasília

Editor Executivo:

Luciano Feijão Ximenes

Jornalista Responsável:

Michelly Chaves Nunes Ribeiro

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 No 10.994
de 14 de dezembro de 2004

Revista Econômica do Nordeste, v. 53, n. 2, abr./jun., 2022 – Fortaleza: Banco do
Nordeste do Brasil, 2022.

v. 53: 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 Bra-
sil, Fortaleza, CE.

CDD 330

SUMÁRIO

ARTIGOS CIENTÍFICOS

AVALIAÇÃO ECONÔMICA DE SISTEMAS DE ENERGIA FOTOVOLTAICA E EÓLICA EM COMUNIDADES RURAIS NO ESTADO DO CEARÁ Economic evaluation of photovoltaic and eollic energy systems in rural communities in the state of Ceará	8
PANORAMA RECENTE DA CANA-DE-AÇÚCAR NO BRASIL: ASPECTOS DA CONVERGÊNCIA ESPACIAL NA PRODUTIVIDADE Recent panorama of sugarcane in Brazil: aspects of spatial convergence in productivity.....	27
AGÊNCIAS, TÉCNICAS, CUSTOS E OFERTA DE ÁGUA EM COMUNIDADES RURAIS DE JANUÁRIA, SEMIÁRIDO DE MINAS GERAIS Agencies, techniques, costs and water offer in rural communities of Januária, Semi-arid of Minas Gerais	41
INCENTIVOS FISCAIS PARA CONTRATAÇÃO DE PLANOS PRIVADOS DE SAÚDE SOB ENFOQUE DA TEORIA DOS JOGOS Tax incentives for private health insurance based on game theory.....	58
PRICE INTERDEPENDENCE IN THE INTERNATIONAL AND BRAZILIAN BEEF CATTLE MARKET Mercado internacional e brasileiro de bovinos de corte: interdependência de preços	73
POLÍTICA MONETÁRIA: EXPORTAÇÕES DO BRASIL E DO ESTADO DE MINAS GERAIS Monetary policy: exports from Brazil and the state of Minas Gerais	90
DESIGUALDADE LOCACIONAL E SUA DECOMPOSIÇÃO POR SETORES INDUSTRIAIS PARA O CEARÁ NO PERÍODO DE 2002 A 2018 Location inequality and its decomposition by industrial sectors in the state of Ceará.....	109
LOCAÇÃO DE IMÓVEIS: UMA APLICAÇÃO DE PREÇOS HEDÔNICOS PARA A CIDADE DO RECIFE Real estate leasing: an application of hedonic prices for the city of Recife.....	124
DETERMINANTES DA COMPOSIÇÃO DOS GASTOS PÚBLICOS: UMA ANÁLISE PARA OS MUNICÍPIOS BRASILEIROS Determinants of the composition of public expenditure: an analysis for brazilian municipalities...	144
DETERMINANTES DA DECISÃO DE CURSAR O ENSINO SUPERIOR: UMA ANÁLISE PARA OS ALUNOS CONCLUINTE DO ENSINO MÉDIO Determinants of the decision to attend Higher Education: an analysis for High School Graduates	160

EDITORIAL

Cumprimentamos todos os leitores e colaboradores da REN neste número de abertura do ano de 2022, contextualizando a conjuntura econômica que cerca diversos segmentos abrigados no Desenvolvimento Regional, tema central da REN, considerando os efeitos da pandemia e da guerra.

Na conjuntura nacional - de acordo com a Febraban¹, para o desempenho do PIB neste ano, o Banco Central manteve sua expectativa de crescimento de 1,0%. Apesar da estabilidade, a projeção trouxe melhora da perspectiva para o desempenho da Indústria (de -1,3% para -0,3%), motivado pela produção de veículos, e, em menor grau, para os Serviços (de +1,3% para +1,4%); e, queda na projeção de crescimento da Agropecuária (de +5,0% para +2,0%). Além disso, o BCB destacou que houve a surpresa positiva com o resultado do 4T2021, mas que uma série de fatores devem conter a expansão da atividade, como a escassez de matérias-primas, risco fiscal, aperto monetário, incerteza elevada e, mais recentemente, a guerra Rússia vs Ucrânia. No segmento da construção, a FGV mostrou que a confiança recuou 0,8 pts, afetada pelo temor quanto à nova escalada dos preços dos insumos do segmento, decorrente dos impactos da guerra.

No Nordeste – o ETENE² destaca a produção recorde, a estimativa para a safra de grãos do Nordeste deve alcançar 24,7 milhões de toneladas, crescimento de 7,3% em relação à safra passada. O quadro de chuvas favorável do fim do ano de 2021 correspondeu ao calendário agrícola; assim, o clima será grande aliado aos produtores regionais. Portanto, o plantio e a colheita deverão estar alinhados com o calendário agrícola, favorecendo às janelas de plantio de algumas lavouras, em especial nos cultivos de soja e milho. As exportações nordestinas totalizaram US\$ 3,1 bilhões no 1º bimestre de 2022, alta de 38,8%, quando comparada com o mesmo período do ano passado, enquanto as importações cresceram 74,7%, somando US\$ 5,4 bilhões. Neste cenário, as transações atingiram US\$ 8,5 bilhões, aumento de 59,6%. Em 2021 a indústria cresceu no CE, MG e ES: o resultado industrial do ano 2021 foi positivo para a média nacional (+3,9%) e para 9 dos 15 locais pesquisados pelo IBGE. Dentre eles, estão 3 Estados com crescimento da indústria, dentre os 5 que participam da área de atuação do BNB e que são divulgados pela Pesquisa: MG (+9,8%), ES (+4,9%) e CE (+3,7%), PE (-0,4%) e BA (-13,2%) recuaram. No setor de comércio e serviços, há melhora no faturamento nos Pequenos Negócios, a proporção de empresas inadimplentes caiu na maior parte dos segmentos econômicos. Entre os afetados pela Pandemia, destacam-se as atividades do Agronegócio (-11%), Indústria (-17%), Pet Shops e veterinária (-19%), Academias (-20%) e Serviços Empresariais (-21%). As atividades da Economia Criativa (-45%), Turismo (-42%), Beleza (-42%), Artesanato (-37%) e Logística e transporte (-37%) foram as mais impactadas, embora já demonstrem melhoras frente às edições passadas. Associada aos negócios, as ferramentas de vendas on line passaram por transformações, pois no País, cresce o percentual de empresas que utilizam o PIX em suas vendas em todos os segmentos pesquisados e intensifica o uso do WhatsApp nos canais digitais de vendas nos Pequenos Negócios. A redução do poder de compra da população de menor renda é influenciada diretamente pela inflação, medida pelo IPCA, aumentou de +1,01% em fevereiro para o Brasil e +0,94% no Nordeste. É a maior variação para o mês de fevereiro desde 2015, quando o Brasil marcou inflação de +1,22%, e no Nordeste, o índice foi +0,98%. Neste contexto, a inflação em doze meses permanece em dois dígitos, +10,54% (Brasil) e +10,84% (Nordeste).

Boa leitura!

Dear readers, in this opening issue of 2022, contextualizing the economic situation that surrounds several segments sheltered in Regional Development, a central theme of REN, considering the effects of the pandemic and the war.

Brazil - according to Febraban, for the performance of GDP this year, the Central Bank maintained the expectation of growth of 1.0%. Despite the stability, the forecast improved the outlook for Industry (from -1.3% to -0.3%), motivated by the production of vehicles, and, to a lesser extent, for Services (from +1.3% to +1.4%); and decrease in the growth forecast for Agriculture (from +5.0% to +2.0%). In addition, the BCB highlighted the 4Q2021 result, but a few factors should contain the expansion of activity, the shortage of raw materials, fiscal risk, monetary tightening, heightened uncertainty and, more recently, the Russia-Ukraine war. In the construction segment, FGV showed that confidence dropped 0.8 pts, due to fears of a new escalation in input prices.

Northeast – ETENE highlights the record production, the estimate for the grain harvest in the Northeast should reach 24.7 million tons, growth of 7.3% in relation to the previous harvest. Favorable weather at the end of the year 2021; thus, the climate will be a great ally for farmers, especially in soybean and corn. Northeastern exports totaled US\$ 3.1 billion in the first two months of 2022, up 38.8% when compared to the same period last year, while imports grew 74.7%, totaling US\$ 5.4 billion. Transactions reached US\$ 8.5 billion, an increase of 59.6%. In 2021, the industry grew in CE, MG and ES: the industrial result of the year 2021 was positive for the national average (+3.9%) and for 9 of the 15 places surveyed by the IBGE. Among them, there are 3 states with industry growth, among the 5 that participate in the jurisdiction of BNB: MG (+9.8%), ES (+4.9%) and CE (+3.7%), PE (-0.4%) and BA (-13.2%) dropped. In the commerce sector, there is an improvement in revenue in MPE and informal sector, the proportion of defaulting companies fell in most economic segments. Among those affected by the Pandemic, Agribusiness (-11%), Industry (-17%), Pet Shops and Veterinary (-19%), Academies (-20%) and Business Services (-21%) stand out. The Creative Economy (-45%), Tourism (-42%), Beauty (-42%), Crafts (-37%) and Logistics and Transport (-37%) activities were the most impacted, although they already show improvements. Online sales have undergone transformations, as the percentage of companies that use PIX and WhatsApp in digital sales channels in MPE and informal sector grows in the country. The reduction in the purchasing power of the lower-income population is directly influenced by inflation, as measured by the IPCA, which increased from +1.01% in February for Brazil and +0.94% in the Northeast. It is the biggest change for the month of February since 2015, when Brazil had inflation of +1.22%, and in the Northeast, the index was +0.98%. In this context, twelve-month inflation remains at double digits, +10.54% (Brazil) and +10.84% (Northeast).

Good reading!

1 FEBRABAN – FEDERAÇÃO BRASILEIRA DE BANCOS. Informativo Semanal de Economia Bancária: 28 de março a 1 de abril 2022. 14p.

2 BANCO DO NORDESTE DO BRASIL. Informe Macroeconômico, Ano 2, n. 44, 2022. Fortaleza: Banco do Nordeste/ETENE. 28/03 a 01/04/2022.

AVALIAÇÃO ECONÔMICA DE SISTEMAS DE ENERGIA FOTOVOLTAICA E EÓLICA EM COMUNIDADES RURAIS NO ESTADO DO CEARÁ

Economic evaluation of photovoltaic and eolic energy systems in rural communities in the state of Ceará

Maria Rosa Dionísio Almeida

Economista. Mestre em Economia Rural pela Universidade Federal do Ceará (UFC). Doutoranda em Economia pela Universidade Federal da Bahia (UFBA). mariarosa_dionisio@hotmail.com

Kilmer Coelho Campos

Administrador de Empresas. Doutor em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Viçosa (UFV). Professor Associado I do Departamento de Economia Agrícola – DEA/UFC. Av. Mister Hull, 2977. Campus do Pici. CEP: 60356000. Fortaleza, CE. kilmer@ufc.br

Robério Telmo Campos

Engenheiro Agrônomo. Doutor em Economia pela Universidade Federal de Pernambuco (UFPE). Professor Titular – DEA/UFC. roberio@ufc.br

Wellington Ribeiro Justo

Engenheiro Agrônomo e Economista. Professor do curso de Economia da Universidade Regional do Cariri – URCA e do Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal de Pernambuco – PPGECON/UFPE. Doutor em Economia pelo PIMES/UFPE. justowr@yahoo.com.br

Resumo: A geração de energia por meio de fontes renováveis solar e eólica tem papel de destaque, tendo em vista que a energia se constitui em necessidade básica para a toda a sociedade, principalmente, para a área rural ainda carente desse recurso. No Estado do Ceará, a oferta de fontes opcionais de energia, para as comunidades rurais, provém de programas governamentais como forma de assegurar o acesso nas localidades mais distantes, destacando-se o Fundo Estadual de Desenvolvimento da Agricultura Familiar (FEDAF) da Secretaria de Desenvolvimento Agrário do Estado do Ceará. Nesse contexto, foram avaliadas sob o ponto de social, quanto ao aspecto econômico ou de eficiência, as ações de acesso e uso da eletricidade rural provenientes de fontes renováveis (fotovoltaica e eólica). Os sistemas solares implantados em comunidades analisadas geram 9 kW e 225 kW de potência por dia. Por sua vez, o sistema eólico gera, em média, um excedente 2.226 kWh/ano. Foi aplicada a técnica de análise de investimentos e cálculo de indicadores de valor presente líquido, relação benefício-custo e taxa interna de retorno, a partir de investimentos realizados no ano de 2017, para um horizonte de planejamento de 10 anos. Os sistemas analisados mostraram-se viáveis para todas as simulações de taxas de desconto, assim como para o custo da tarifa de R\$ 0,40/kWh cobrada pela concessionária de energia elétrica em consumidores rurais residenciais e comerciais.

Palavras-chave: Análise de projetos rurais; Fotovoltaica; Eólica; Ceará.

Abstract: The generation of energy through renewable solar and wind sources plays a prominent role, considering that energy is a basic need for the whole of society, especially for the rural area still lacking this resource. In the State of Ceará, the supply of optional sources of energy to rural communities comes from government programs to ensure access in the most distant locations, especially the State Fund for the Development of Family Agriculture (FEDAF) of the Department of Agrarian Development of the State of Ceará. In this context, the actions of access and use of rural electricity from renewable sources (photovoltaic and wind) were evaluated from the social point of social, regarding the economic or efficiency aspects. Solar systems implanted in analyzed communities generate 9 kW and 225 kW of power per day. In turn, the wind system generates, on average, a surplus of 2,226 kWh/year. The technique of investment analysis and calculation of indicators of net present value, benefit-cost ratio and internal rate of return was applied, based on investments made in 2017, for a planning horizon of 10 years. The systems analyzed proved to be viable for all simulations of discount rates, as well as for the cost of the r\$ 0.40/kWh tariff charged by the electricity concessionaire to residential and commercial rural consumers.

Keywords: Analysis of rural projects; Photovoltaic; Wind energy; Ceará.

1 INTRODUÇÃO

Entre as diversas opções tecnológicas existentes de fornecimento de eletrificação rural, as energias fotovoltaica e eólica podem ser usadas em serviços comunitários de saúde, educação, para tratamento de água potável e para a agricultura irrigada. Nessa expectativa, as energias renováveis são singularmente importantes, pois permitem, além da diminuição dos impactos ambientais, a inserção econômica e social das populações isoladas e excluídas, possibilitando a geração de emprego e renda e custos ambientais reduzidos.

Fato é que os investimentos mundiais em energia renovável e tecnologias inteligentes vêm aumentando como forma de solucionar esses entraves, atingindo US\$ 333,5 bilhões no ano de 2017; um aumento de 3% em relação aos números de 2016. Desse montante, o total dos investimentos direcionados para a energia solar somaram US\$ 160,8 bilhões em 2017, ou seja, 18% a mais em relação ao ano anterior (CICLO VIVO, 2017).

A segunda maior fonte alternativa a receber investimentos em 2017 foi a eólica, com US\$ 107,2 bilhões (CICLO VIVO, 2017). Esse montante representa aumento de 12% em relação aos níveis de 2016, com número recorde de projetos financiados para os tipos de geração *onshore*¹ e *offshore*².

Entre os países que mais direcionaram investimentos para as fontes alternativas, o Brasil ocupa a segunda colocação, com valor de US\$ 6,2 bilhões, representando alta de 10%, em relação ao ano de 2016. Essas fontes deram maior independência ao país, bem como favoreceram seu desenvolvimento socioeconômico de maneira sustentável.

Na Região Nordeste, a discussão acerca do setor elétrico, especialmente para o setor rural, é um assunto bastante recorrente em função das grandes dificuldades de geração de eletricidade proveniente de recursos hídricos. Todavia, alguns estados, a exemplo do Ceará, vêm fortalecendo e diversificando sua matriz energética, com a inclusão de fontes renováveis, tais como as energias solar e eólica.

No Ceará, foram criados programas para diminuir os entraves à demanda por eletricidade, sendo a opção adotada o suprimento das comunidades rurais, com a inserção da energia solar (fotovoltaica) e eólica, sendo um desses programas em vigência o Fundo Estadual de Desenvolvimento da Agricultura Familiar.

O setor elétrico tem papel de destaque, tendo em vista que a energia se constitui uma necessidade básica para a toda a sociedade, principalmente, para a área rural, que ainda tem elevada carência desse recurso. Informações fornecidas pela Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) mostraram que, em 2015, apenas 0,25% dos domicílios rurais não eram atendidos pelo serviço de eletricidade (IBGE, 2015). A redução das comunidades rurais não eletrificadas foi proporcionada, em boa medida, pelos programas de eletrificações rurais executados pelo Governo Federal a partir de 2004.

Dentre os problemas acarretados pela falta de eletricidade na zona rural, são apontados como os principais: a falta de atendimento das necessidades básicas para o consumo residencial; o não suprimento energético para o bombeamento de água; a inexistência de iluminação de escolas e de postos de saúde para possibilitar a melhoria do bem-estar da população; o baixo investimento na geração e distribuição de energia; a falta de planejamento.

Esses entraves fortalecem a extrema necessidade da criação, do desenvolvimento e do acompanhamento desses programas e projetos, assim como de estudos de análise e avaliação para garantir o suprimento da demanda energética atinentes aos consumidores rurais, principalmente, das regiões semiáridas.

1 É a instalação e geração de energia eólica em terra.

2 É a instalação e geração de energia eólica no mar (marítima).

Como forma de avaliar a geração de energia de sistemas renováveis, neste artigo procura-se analisar a viabilidade social, do ponto de vista econômico ou de eficiência, de fontes de energia fotovoltaica e eólica em comunidades rurais no estado do Ceará. Especificamente, elaboram-se demonstrações de fluxos de caixa como meios para mensurar e interpretar indicadores econômicos e identificar a viabilidade econômica ou não dos referidos sistemas, tomando-se por base os dados de 2017 dos projetos de eletrificação desenvolvidos em zonas rurais dos Municípios de Maranguape, Quixeré e Irauçuba.

2 AVALIAÇÃO ECONÔMICA DE INVESTIMENTOS

Inicialmente deve-se esclarecer que a avaliação de projetos pode ser feita, tomando-se a óptica privada e a social. A óptica privada é de interesse medir a rentabilidade do agente isolado, que pode ser um investidor, governo, cooperativa, consumidor ou outro. Essa avaliação pode ser feita também assumindo o projeto sem financiamento ou com financiamento. Por sua vez, a óptica social parte do pressuposto da contribuição ou retorno do projeto para a sociedade como um todo (envolve todo o conjunto formado por investidor, governo, cooperativa, consumidor ou outro). Essa avaliação subdivide-se em econômica ou de eficiência e em social ou de equidade, em que nesta se mede, além da eficiência, a distribuição dos efeitos do projeto sobre níveis de renda maiores e menores da população afetada, priorizando os benefícios do projeto para a população mais pobre.

A avaliação do ponto de vista econômico busca quantificar a variação do bem-estar da sociedade de maneira geral, levando-se em consideração o custo de oportunidade da utilização dos recursos escassos. Essa avaliação visa determinar se os benefícios sociais da execução de um projeto possibilitam a geração de benefícios para um país ou região em seu conjunto (URUGUAY, 2014).

Dessa forma, cabe ao poder público, além da formulação de políticas, efetuar a análise de viabilidade técnica, socioeconômica e ambiental, como forma de possibilitar sua utilização pelos usuários e assegurar o desempenho eficiente no seu papel de desenvolvimento e crescimento no meio rural. Dentro dessa perspectiva, diversos estudos têm abordado a questão da eletrificação no meio rural brasileiro (OLIVEIRA, 2001; LEME; HAGE, 2008; MOREIRA *et al.*, 2013).

Assim, enquanto a avaliação privada inclui apenas os efeitos diretos, representados pelos custos e benefícios, a avaliação econômica insere todos os efeitos de um projeto: diretos, indiretos e externalidades. Portanto, no presente estudo considerou-se apenas o benefício direto do fornecimento de energia pelos sistemas para as comunidades, pois alguns benefícios sociais indiretos – a exemplo de melhoria na saúde, educação, renda de atividades agrícolas adicionais – são difíceis de quantificar e valorar não sendo, por hora, um objetivo atual abordá-los, ficando a proposta para trabalhos posteriores.

Fato é que a avaliação do projeto, para a sociedade em geral, faz com que na avaliação econômica o analista não se preocupe com quem irá arcar com os custos ou quem receberá os benefícios (CAMPOS; CAMPOS, 2018). Também é oportuno ressaltar que algumas características principais diferem a avaliação privada da avaliação econômica ou social.

Na avaliação econômica, objeto deste estudo, usam-se preços econômicos, sombra, de eficiência ou de conta, pois normalmente os preços de mercado da avaliação privada e financeira não podem ser utilizados na avaliação econômica em razão das distorções nos mercados. O preço econômico é o preço que realmente tem o bem ou serviço para a região ou país, livre de toda influência ou distorção, tais como restrições às importações, subsídios, salário-mínimo, dentre outros. Os preços econômicos ou sombras são estimados a partir dos preços de mercado do bem ou insumos e ponderados pelos respectivos fatores de conversão. Por sua vez, a avaliação privada (às vezes chamada de avaliação financeira) utiliza preços financeiros ou preços de mercado (incluindo impostos, subsídios e qualquer tipo de distorção que o bem ou serviço esteja sujeito).

Desse modo, tendo em vista a necessidade do ajuste da metodologia de avaliação privada para a avaliação econômica – que exige ajustar os custos e benefícios para cada uma das fontes energéticas analisadas –, torna-se necessária a utilização de metodologia apropriada, com a finalidade de corrigir os preços de mercado e com a finalidade de transformá-los em preços econômicos (BID, 2013).

Conforme Brent (2008), existe alguns métodos para a determinação dos preços econômicos. O primeiro método usa o critério dos multiplicadores de Lagrange por meio da maximização do benefício social sujeito à restrição de bens e insumos disponíveis na economia. A sociedade maximiza uma função sujeita a uma restrição orçamentária. Logo, o preço econômico obtido na resolução do problema de otimização corresponde ao vetor preço social, que é conhecido como *Ramseyprice*.

Já o segundo método corresponde à obtenção dos preços econômicos a partir dos preços de mercado. Essa abordagem é conhecida dentro do equilíbrio parcial entre oferta e demanda, considerando tudo o mais constante (*ceteris-paribus*). O preço econômico é qualquer preço que não seja um preço de mercado, não seja baseado nas trocas reais de mercado e que deve ser mensurado ou matematicamente derivado de dados indiretos. Os denominados preços econômicos indicam o valor de cada produto, insumo ou serviço, medido com base no numerário definido em correspondência aos custos econômicos de oportunidade desses bens e serviços. A discussão mais profunda desses métodos não faz parte do escopo deste artigo e, em caso de interesse, o leitor pode pesquisar em bibliografia especializada.

Conforme Sales (2015), a avaliação econômica é realizada sob o enfoque macroeconômico, portanto, remete para utilização de preços econômicos, que são os que realmente representam o valor do bem ou serviço gerado para a região ou país livre de toda influência de distorção. Os chamados preços-sombra ou econômicos podem ser determinados, conforme o segundo método, da seguinte forma:

$$FC = \frac{\text{Preço sombra do bem } i}{\text{Preço de mercado do bem } i} \quad (1)$$

Ao se multiplicar o preço de mercado do bem ou insumo, pelo respectivo fator de conversão, obtém-se o preço econômico do insumo ou bem:

$$FC = \frac{\text{Preço sombra do bem } i}{\text{Preço de mercado do bem } i} \quad (2)$$

tem-se que:

FE =Preço econômico ou preço-sombra;

PF = Preço de mercado ou financeiro;

FC = Fator de conversão.

Além disso, outra divergência entre a avaliação econômica de projetos e a privada ou financeira reside na separação das variáveis típicas financeiras, a exemplo da amortização dos financiamentos, variável financeira e outras que são econômicas e financeiras. Na análise econômica, as transferências –tais como impostos, subsídios, financiamentos governamentais – e o serviço da dívida (amortização e juros) devem ser eliminados do fluxo de caixa ou fluxo de benefícios e custos do projeto, pois representam apenas transferências de valores e, segundo o fluxo de caixa *específico* e adotado em projetos rurais pelo Banco Mundial, têm influência nula no cômputo da renda nacional ou da sociedade como um todo. Logo, não altera o benefício líquido (benefícios totais menos custos totais) para a sociedade, medido com base nos excedentes do consumidor e do produtor (CAMPOS; CAMPOS, 2018).

Assim, os juros e os financiamentos são e fazem parte do pagamento dos ativos envolvidos e imobilizados no capital do empreendimento, mas não acrescentam riqueza e estão embutidos no benefício líquido, que a análise econômica dispõe a calcular e avaliar. Já os juros provenientes de capital de terceiros são tratados como custos, assim como também os juros sobre o capital estrangeiro.

Portanto, a aplicação da metodologia custo/benefício deve inserir todas as variáveis, considerando a periodicidade de recolhimento e repasse desses encargos. Porém, alguns impostos – a exemplo do ICMS, ISS, PIS/PASEP/COFINS – devem passar por alguns ajustes quando se muda da análise privada para a análise econômica.

Vale ressaltar que a taxa de desconto adequada para os projetos privados é a de mercado, a qual representa o custo marginal do capital. Entretanto, o custo marginal do capital para a sociedade é diferente do custo marginal do capital para inversão privada. Logo, aplica-se a taxa social de mercado para se obter o valor presente dos fluxos de caixa (FONTAINE, 2008; GITTINGER, 1984; MOTTA, 1988).

Diversos países utilizam diferentes taxa de desconto social, dentre os quais: Bolívia 12%; Argentina 12%; Chile 6%; Nicaragua 8%; Colômbia 12%; Costa Rica 12%; México 10%; Peru 9%; Uruguai 7,5%; na Espanha varia entre 4,8% a 20%; e, por fim, Paraguai 11,4% (CONTRERAS, 2014). Os benefícios e custos sociais são determinados de maneira exógena, podendo ser identificados, quantificados e valorados em termos sociais expressos em unidades monetárias e atualizados com uma taxa de desconto relevante para a sociedade.

Já os indicadores de rentabilidade da avaliação econômica são determinados após serem elaborados os fluxos anuais de custos e benefícios mensurados a preços econômicos. São eles: Relação Benefício-Custo (B/C); Valor Presente Líquido (VPL); Taxa Interna de Retorno (TIR); Período de Retorno do Investimento (*Payback*). Esses indicadores podem ser descritos da seguinte forma:

- a) Relação Benefício-Custo (B/C): É definido como o quociente entre as somas anuais dos valores dos benefícios pelos custos anuais, ambos atualizados por uma determinada taxa de desconto. É matematicamente expressa da seguinte forma:

$$\frac{B}{C} = \left[\frac{\sum_{i=0}^n R_i}{(1+r)^i} \right] / \left[\frac{\sum_{i=0}^n C_i}{(1+r)^i} \right] \quad (3)$$

em que:

B/C = Relação Benefício/Custo;

R_i = Benefícios no i -ésimo ano;

C_i = Custos mais investimentos no i -ésimo ano;

r = taxa real de desconto por ano;

i = 0,1,2,3....., n(anos).

Um projeto é considerado viável quando os fluxos de caixas são atualizados a uma taxa de desconto (r) superior ao custo de oportunidade social do capital e esta relação for maior do que um. A inviabilidade do projeto ocorre quando a relação B/C for menor do que um. Esse indicador também possibilita verificar se os benefícios superam os custos e se para cada real de custo o projeto possibilita um retorno bruto em termos de unidade monetária investida (FONTAINE, 2008).

- b) Valor Presente Líquido (VPL): É definido como a diferença atualizada entre os benefícios e os custos operacionais e inversões do projeto. Esse indicador significa que, ao se efetuar uma inversão, espera-se receber ao longo de sua vida útil um

valor igual à soma investida mais um valor adicional (resíduo). Matematicamente, o Valor Presente Líquido é obtido a partir da seguinte fórmula:

$$VPL = \frac{\sum_{i=0}^n (R_i - C_i)}{(1+r)^i} = \frac{\sum_{i=0}^n R_i}{(1+r)^i} - \frac{\sum_{i=0}^n C_i}{(1+r)^i} \quad (4)$$

em que:

VPL = Valor Presente Líquido;

R_i = Benefícios no i -ésimo ano;

C_i = Custos mais investimentos no i -ésimo ano;

r = Taxa de desconto real no ano;

$i = 0, 1, 2, 3, \dots, n$ (anos).

Uma característica relevante a respeito desse indicador é que ele seja maior do que zero, atualizado a uma taxa de desconto maior ou igual ao custo de oportunidade social do capital. Sendo que o projeto é considerado inviável, se o VPL for menor que zero, e indiferente em aceitar ou não sua execução se esse indicador for igual à zero (SALES, 2015).

O Valor Presente Líquido apresenta medida de análise superior à razão Benefício-Custo (B/C) e a Taxa Interna de Retorno (TIR) e, juntamente com o indicador de relação B/C, torna-se função decrescente da taxa de desconto utilizada. O VPL é considerado uma medida acumulada, sendo superior a melhor alternativa de investimento que se apresenta ao investidor.

Um investimento é lucrativo somente se o valor atual do fluxo de renda for maior do que o valor atual do fluxo de custos, quando estes são atualizados fazendo uso de taxa de juros relevante para o investidor (FONTAINE, 2008).

- c) Taxa Interna de Retorno ($TIR=r^*$): É a taxa de juros que torna o valor do fluxo dos benefícios líquidos igual a zero (FONTAINE, 2008). Pode-se então auferir que é a taxa de desconto, que expressa a rentabilidade do capital do projeto durante todo o horizonte de tempo. Matematicamente, é determinada por meio da seguinte fórmula:

$$TIR = r^* \text{ tal que } \frac{\sum_{i=0}^n (R_i - C_i)}{(1+r^*)^i} = 0 \quad (5)$$

em que:

TIR = Taxa Interna de Retorno;

R_i = Benefícios no i -ésimo ano;

C_i = Custos mais investimentos no i -ésimo ano;

r^* = Taxa interna de retorno;

$i = 0, 1, 2, \dots$ (anos).

Algumas considerações podem ser levadas em conta: se a $TIR > r = \text{taxa de desconto}$, o projeto é considerado viável. Caso contrário, se a $TIR < r$ o projeto é considerado inviável para a sua execução. Logo, é conveniente implantar o investimento quando a taxa de juros for menor do que a taxa interna de retorno, ou seja, quando o capital em investimentos alternativos “render menos” do que o capital investido no projeto (FONTAINE, 2008).

A TIR apresenta a desvantagem quando os projetos têm comportamentos irregulares em seus fluxos, apresentando fluxos líquidos anuais (Benefícios Totais Atualizados menos Custos totais Atualizados), que variam de negativo para positivo, com duas ou mais mudanças de sinais (projetos não convencionais). Ou melhor, têm-se duas ou mais mudanças do valor do VPL de negativo para positivo e vice-versa, indicando mais de uma solução ou raiz do polinômio, pois a TIR é o valor de r que faz com que VPL seja igual à zero. Outra desvantagem é em razão de assumir a reinversão dos valores ou o reinvestimento dos fluxos anuais de caixa, fazendo com que a TIR resulte em taxas superestimadas, podendo também haver múltiplas taxas de retornos ou mesmo não ter solução, dependendo do fluxo de caixa do projeto. Nos casos em que ocorrem mais de uma TIR, matematicamente, haveria múltiplas soluções (AGUILERA, 2011).

- d) **Prazo de Retorno do Investimento Atualizado (*Payback* Atualizado):** É um indicador que mostra o tempo de recuperação do capital inicialmente investido, sendo encontrado quando o fluxo de caixa passa do negativo para o positivo. Esse método considera o valor do dinheiro no tempo:

$$PBE = k, \text{ tal que } \frac{\sum_{i=0}^k FC_i}{(1+r)^i} \geq 0 \text{ e } \frac{\sum_{i=0}^{k-1} FC_i}{(1+r)^i} < 0 \quad (6)$$

em que:

FC_i = Fluxo de caixa de cada período i ;

r = Taxa de desconto real ao ano;

$i = 0, 1, 2, \dots, n$ (anos).

Segundo Assaf Neto e Lima (2009), a principal vantagem desse indicador de rentabilidade privada e financeira é que leva em conta o tempo de investimento, permitindo calcular o número de períodos ou quanto tempo o investidor necessitará para recuperar o investimento realizado.

Pode-se considerar também o risco e incerteza em projetos. O primeiro envolve a dispersão da distribuição de probabilidade do elemento em estudo ou dos resultados calculados. O segundo é o grau de falta de confiança, com respeito a que a distribuição de probabilidade estimada seja correta.

É importante também considerar as causas de risco e incerteza em projetos devido ao número insuficiente de inversões similares, que podem proporcionar: informação média; prejuízos contidos nos dados e sua apreciação, que induzem efeitos otimistas ou pessimistas dependendo da subjetividade do analista; mudanças no meio econômico externo, que anulam a experiência adquirida no passado; e a interpretação errônea desses dados ou erros na aplicação deles (CASAROTTO FILHO; KOPITTKKE, 2006; MOTTA; CALÔBA, 2006; NORONHA, 1981; SAPAG CHAIN; SAPAG CHAIN, 1989).

3 METODOLOGIA

3.1 Delimitação da área de estudo

O estado do Ceará produz energia elétrica, com as mais variadas fontes energéticas, hidrelétrica, biomassa, fotovoltaica e eólica, garantindo a oferta de eletricidade a toda a população. O estado gera 3.806.000.000 MW de energia elétrica, bem acima da demanda que é de 1.800.000.000 MW (SEINFRA, 2017).

O potencial de eficiência do vento para geração de energia eólica no Ceará supera a média mundial e a do próprio país. Isso porque o Ceará possui um fator de capacidade média de 47,6%, segundo dados da Associação Brasileira de Energia Eólica – ABEEÓLICA (SEINFRA, 2017). Esse estado também detém 447 unidades solares fotovoltaicas, com potência instalada de 10.414 kW, correspondendo a 19% da potência instalada de geração distribuída no Brasil, em que as unidades ou centrais estão localizadas em 47 dos 184 municípios cearenses e energia fotovoltaica de porte também comercial, com capacidade instalada de 3 MWp (SEINFRA, 2017).

No Ceará, por meio da implantação de ações da Secretaria do Desenvolvimento Agrário (SDA) por intermédio do Fundo Estadual de Desenvolvimento da Agricultura Familiar (FEDAF), foram implantadas miniusinas de geração de energia fotovoltaica e eólica para o suprimento das famílias rurais dos Municípios de Quixeré (na comunidade de Barreirinhas), Irauçuba (na comunidade Saco do Vento) e Maranguape (na comunidade Ladeira Grande) na Cooperativa Agroecológica da Agricultura Familiar (COOPERFAM CEARÁ).

Já o Município de Maranguape situa-se a 28 km da capital cearense, possui um Índice de Desenvolvimento Humano (IDH-2010) de 0,659, ocupando a 16ª na posição no *ranking* estadual. A taxa de crescimento geométrica da população rural em 2010 é 1,77%. O consumo de energia elétrica total do Município é de 87.416 MWh. A principal forma de suprimento de energia elétrica é a convencional e a classe de consumidores rurais consome o equivalente a 13.695 MWh (IPECE, 2016).

O Município de Irauçuba, por sua vez, possui 35,75% da sua população residindo na zona rural no ano de 2010. A maioria dos domicílios particulares possui energia elétrica, perfazendo 98,94%, sendo que o consumo total de eletricidade do Município equivale a 12.450 MWh, ressaltando-se que, na área rural esse valor chega a 1.949 MWh. Entretanto, a taxa geométrica anual de crescimento da população rural está decrescendo a 0,84% (IPECE, 2016).

O Município de Quixeré apresenta clima tropical quente semiárido. A população está distribuída da seguinte forma: 61,46% da população reside na zona urbana e 38,54% na área rural. A taxa geométrica de crescimento anual da população rural em 2010 é 0,66%. A principal fonte de abastecimento de energia é a convencional. O consumo total corresponde a 42.932 kWh e a classe dos consumidores rurais perfazem 4.153 (IPECE, 2016).

3.2 Base de dados

Os dados utilizados são de natureza primária e secundária. Os dados de natureza primária foram coletados por meio de uma pesquisa de campo, sendo aplicados de maneira direta, com 29 questionários em uma amostra de produtores rurais, que disponibilizavam de energias renováveis em suas propriedades.

Os municípios e suas localidades rurais foram selecionados por possuírem as fontes de energias renováveis fotovoltaicas e eólicas implantadas por meio de ações públicas e privadas do Fundo Estadual de Desenvolvimento da Agricultura Familiar (FEDAF) da Secretaria de Desenvolvimento Agrário (SDA).

Os dados de natureza secundária foram obtidos em diversos órgãos dos Governos Estaduais e Federais: FEDAF; ADECE; SDA; IPECE; ANEEL. Todos os valores monetários utilizados foram coletados durante o ano de 2017, expressos em reais (R\$) e atualizados por meio do Índice Geral de Preços de Mercado (IGP-M) da fundação Getúlio Vargas para o período de julho de 2017.

3.3 Método de Análise

A avaliação econômica de um projeto de eletricidade rural compreende a avaliação dos benefícios gerados, tanto para o bem-estar dos beneficiários como de toda a sociedade, pelas tecnologias empregadas para satisfazer tal necessidade.

Segundo Giesecke (2011) e Ugás (2007) deve-se utilizar um horizonte de planejamento de 10 anos em projetos de autogeração, como são os casos dos projetos fotovoltaicos e eólicos. Adota-se como critério de horizonte de planejamento um período que seja mais ou menos comparável à vida útil econômica de maioria dos itens de investimentos (GITTINGER, 1984).

Utilizou-se uma taxa de desconto social de 12% ao ano, que é a taxa recomendada pelo Banco Mundial. Foram também utilizadas diferentes taxas de atratividade para a avaliação econômica: 6%, 8% e 10% ao ano para simular diferentes alternativas de investimentos. Com base nessas taxas, podem-se estimar os custos e benefícios do projeto, os quais foram transformados em custos e benefícios econômicos.

Os fatores de conversão aqui utilizados foram recomendados pela Superintendência do Desenvolvimento do Nordeste (SUDENE, 1991), Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (PNDU) e o Banco Mundial.

a) Valoração dos Benefícios Econômicos (VBE):

$$VBE = \sum_{i=1}^n P_{Fi} FC_i Q_i \quad (7)$$

em que:

VBE = Valoração do benefício econômico;

P_{Fi} = Preço financeiro ou de mercado do uso da energia em kWh;

FC_i = Fator de conversão do i -ésimo item = 0,81, ..., 0,94;

Q_i = Quantidade de energia ofertada anualmente em kWh nos sistemas fotovoltaico e eólico.

Consideraram-se as diversas tarifas cobradas – de acordo com a situação energética no país –, representadas por meio de bandeiras informadas pelo preço de kWh da seguinte forma: a) Bandeira verde: condições favoráveis de geração de energia, logo, a tarifa não sofre nenhum acréscimo; b) Bandeira amarela: condições de geração menos favoráveis.

A tarifa sofre acréscimo de R\$ 0,020 para cada quilowatt-hora (kWh) consumido nas condições de Bandeira vermelha - Patamar 1: condições mais custosas de geração em que a tarifa sofre acréscimo de R\$ 0,030 para cada kWh consumido; de Bandeira vermelha - Patamar 2: condições ainda mais custosas de geração em que a tarifa sofre acréscimo de R\$ 0,035 para cada kWh consumido. A quantidade de energia disponibilizada anualmente (kWh/ano) por cada um dos sistemas eólico e fotovoltaicos foram observadas nas comunidades em que os sistemas foram implantados.

b) Os Custos financeiros foram transformados em econômicos (CE) para cada ano do horizonte de Planejamento do projeto em R\$/ ano:

$$CE = \sum_{j=1}^n P_{Fj} \cdot FC_j \cdot S_j \quad (8)$$

sendo que:

CE = Custo econômico;

P_{Fj} = Preço financeiro dos insumos j utilizados para a implantação de cada ação que viabiliza o acesso à energia desses sistemas;

FC_j = Fator de conversão do j -ésimo item = 0,81, ..., 0,94;

S_j = Quantidade utilizada do insumo j utilizado para a implantação de cada ação, que viabiliza o acesso à energia elétrica.

Na determinação dos custos econômicos, os investimentos e custos operacionais foram determinados por tipo de itens agrupados tais como: equipamentos; mão de obra; transporte; dentre outros.

Os custos operacionais são despesas com operação e manutenção e independem da quantidade de energia produzida anualmente (mão de obra qualificada e peças de reposição anuais). Foram excluídos da análise os impostos, subsídios, juros de financiamento, depreciações e aluguéis, considerados como meras transferências.

Foram utilizados alguns fatores de conversão para as variáveis empregadas na análise econômica, os quais se encontram expostos no Quadro 1. Para cada variável, o preço de mercado ou financeiro foi multiplicado pelo respectivo Fator de Conversão (FC) para transformá-lo em preço econômico da respectiva variável. Os fatores de conversão usados nesse estudo são os mesmos utilizados em avaliação de projetos públicos da SUDENE.

Quadro 1 – Fatores de conversão (FC) para as variáveis dos sistemas energéticos

Discriminação	Fatores de conversão
Energia Elétrica	0,97
Transporte	0,79
Bomba	0,87
Mão de obra qualificada	0,81
Receita Total	0,97
Demais variáveis	0,94
Matérias-primas nacionais ou importadas	0,88
Fator de conversão padrão ou para blocos de produtos similares (FCP)	0,94

Fonte: SUDENE (1991).

A transformação das variáveis utilizadas na composição do fluxo de caixa possibilita o cálculo e interpretação dos indicadores utilizados para a avaliação econômica, tais como: o VPL; B/C; TIR; e o *Payback* Atualizado.

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

4.1 Avaliação econômica de investimentos aplicados na implantação do sistema fotovoltaico na comunidade do assentamento rural Saco do Vento, Irauçuba – Ceará

No ano de 2014 foram implantados mais de 30 projetos de eletrificação rural por meio de energias renováveis nas comunidades rurais do Estado do Ceará – de competência do Fundo Estadual de Desenvolvimento da Agricultura Familiar (FEDAF) da Secretaria de Desenvolvimento Agrário –, com participação no estudo da área de localização, instalação e assistência técnica.

O cálculo das receitas operacionais foi determinado da seguinte forma: 225 kWh gerados pelo sistema solar foram multiplicados por 8 horas (que corresponde à quantidade de irradiação diária) por 12 meses (ano) a uma tarifa de R\$ 0,40/kWh. Portanto, o valor da receita foi de R\$ 9.503,09/ano, representando a economia anual gerada pelo sistema (Tabela 1).

Tabela 1 – Orçamento de receitas, investimentos e custos operacionais para implantação de um sistema de energia fotovoltaica no Assentamento Saco do Vento, Irauçuba-Ce, 2017

1. RECEITAS OPERACIONAIS		Valor anual (R\$)			
Receitas operacionais (R\$) (Ano 1- 10)		9.503,04			
Total		9.503,04			
2. INVESTIMENTOS		Vida útil (anos)	Valor Unitário (R\$)	Quantidade	Valor total (R\$)
Placas policristalinas de 250Wp		25	867,88	7	6.075,18
Bateria estacionária <i>Freedoom</i> 115AH-12v		5	376,00	1	376,00
Inversor senoidal 1000W 12Vcc/220 Vac		10	516,60	1	516,60
Gabinete		5	282,00	1	282,00
Lâmpadas tubo led		5	4,70	5	23,50
Dispositivos de proteção		6	75,20	1	75,20
Mão de obra qualificada		0	729,00	1	729,00
Transporte		0	553,68	0	553,68
Bomba submersa alemã		3	696,00	1	696,00
Cabo de corrente contínua		10	14,10	5	70,50
2. INVESTIMENTOS		Vida Útil (anos)	Valor Unitário (R\$)	Quantidade	Valor total (R\$)
Cabo de corrente alternada		10	15,04	5	75,20
Total		-	-	-	9.472,86
3. CUSTOS OPERACIONAIS		Valor unitário (R\$)			
Transporte		889,58			
Mão de obra		1.111,97			
Outros custos operacionais (troca de equipamentos tais como: bateria e inversores)		222,39			
Total		2.223,94			

Fonte: Elaboração própria, a partir de dados da pesquisa (2017).

O valor de implantação de um sistema de energia fotovoltaica para uso doméstico corresponde a R\$ 9.478,86, a preços de julho de 2017, de acordo com a FEDAF. Esse total está relacionado ao transporte de maquinário, estrutura física e obtenção de dados para diagnósticos específicos.

Em relação aos custos de operação e manutenção, segundo os técnicos da FEDAF, correspondem, em média, a R\$ 2.223,94/ano, referente aos serviços de troca de equipamentos como bateria, inversores e pagamento da mão de obra especializada.

Cabe anotar que na etapa de execução e supervisão podem-se repetir a avaliação econômica à medida que apresentem mudanças nas circunstâncias que afetam os fluxos do projeto. Vale ressaltar que, nos três primeiros anos, os custos operacionais são garantidos pela empresa Consultoria Planejamento e Sistemas (CONPSYS), que implantou o sistema solar. Assim como, a troca ou substituição de equipamentos, que porventura venha incorrer em defeitos técnicos ou término de sua vida útil.

Na elaboração do fluxo de caixa, considerando diferentes taxas de desconto e tarifa em kWh, os investimentos realizados mostraram-se viáveis sob o ponto de vista econômico (Tabela 2).

O sistema foi financiado pelo Fundo de Financiamento da Agricultura Familiar (FEDAF), sendo que todos os beneficiários estão vinculados ao programa por meio de associação comunitária. O valor residual de R\$ 4.134,18 significa que ao fim do projeto de investimento há equipamentos e materiais, que podem ser vendidos e/ou disponibilizados a outros projetos.

Os créditos são determinados pela soma do crédito de investimento e o crédito de custeio; como o projeto não apresenta custeio, os créditos são iguais ao investimento de implantação do projeto.

Tabela 2 – Demonstração de fluxo de caixa econômico – sistema fotovoltaico do Assentamento Saco do Vento, Irauçuba-CE

Especificações	Anos de Projeto											
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	
I - TOTAL ENTRADAS (1+2+3)	18.975,95	9.503,09	13.637,27									
1. Receita do Projeto	9.503,09	9.503,09	9.503,09	9.503,09	9.503,09	9.503,09	9.503,09	9.503,09	9.503,09	9.503,09	9.503,09	9.503,09
2. Créditos (2.1+2.2):	9.472,86	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
2.1. C. de investimento	9.472,86											
2.2. C. de custeio	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
3. Desinvestimento	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	4.134,18
II – TOTAL DE SAÍDAS (4+5+6+7)	9.472,86	0,00	0,00	2.919,94	2.223,94	2.905,44	2.995,14	2.223,94	2.223,94	2.223,94	2.919,94	2.223,94
4. Investimento	9.472,86											
5. Reinvestimento	0,00	0,00	0,00	696,00	0,00	681,50	771,20	0,00	0,00	696,00	0,00	0,00
6. Custos Operacionais	0,00	0,00	0,00	2.223,94	2.223,94	2.223,94	2.223,94	2.223,94	2.223,94	2.223,94	2.223,94	2.223,94
7. Serviço (Dívida (7.1+7.2))	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
7.1. Investimento (a + b)	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
a) Amortização	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
b) Juros	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
7.2. Custeio (c + d)	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
c) Principal	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
d) Juros	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
III – BENEFLÍQUIDO (I-II)	9.503,09	9.503,09	9.503,09	6.583,15	7.279,15	6.597,65	6.507,95	7.279,15	7.279,15	6.583,15	11.413,33	

Fonte: Elaboração própria, a partir de dados da pesquisa (2017).

A Tabela 3 mostra os resultados dos indicadores utilizados na avaliação econômica. Considerando a taxa de desconto de 12% ao ano utilizada pelo Banco Mundial para financiamento de projetos sociais, constata-se que o indicador de relação benefício-custo apresentou valor maior do que um (R\$ 3,74), indicando a viabilidade do projeto. Isso porque os benefícios gerados para a sociedade superam os custos, ou seja, para cada R\$ 1,00 de custo o projeto apresenta retorno bruto de R\$ 3,74 ou retorno líquido de R\$ 2,74.

Tabela 3 – Avaliação econômica de implantação do sistema de energia fotovoltaica no Assentamento rural Saco do Vento, Irauçuba-Ce, 2017

Taxa de Desconto (% a.a.)	B/C (R\$)	VPL (R\$)	TIR (%)	PB (anos)
6	3,83	67.414,87		
8	3,80	62.377,09	40,45	4,62
10	3,77	58.007,38		
12	3,74	54.197,78		

Fonte: Elaboração própria, a partir de dados da pesquisa (2017).

O valor presente líquido (VPL) foi maior do que zero, mostrando que o projeto é viável, pois todo o capital investido mais os custos operacionais foram recuperados e remunerados à taxa de desconto de 12% ao ano e gerou uma sobra (líquida) de R\$ 54.197,78.

A Taxa Interna de Retorno (TIR) foi maior do que o custo de oportunidade do capital, indicando também viabilidade do projeto e o período de recuperação do investimento foi de aproximadamente 5 anos.

Os benefícios são aqueles que possibilitam a aquisição e suprimento de energia elétrica para a comunidade, garantindo o acesso à cidadania pelo uso de bens e serviços, que dependem da eletricidade. Dessa forma, fica evidente a relevância da eletricidade para o desenvolvimento econômico e social da sociedade, principalmente, para as localidades de difícil acesso.

Assim, a energia solar ou fotovoltaica tornou-se um veículo de propagação do desenvolvimento rural, sendo de fácil aquisição, renovável e não poluente. Por fim, a avaliação econômica permite também a avaliação do cidadão rural, que consome energia elétrica e que permanece excluído do acesso ao serviço de eletricidade.

Em relação aos benefícios indiretos, gerados por meio dessas fontes energéticas, eles contribuem para que a comunidade rural possa adquirir bens e serviços, que dependem da eletricidade, fomentando a demanda por esses produtos e favorecendo a geração de emprego e renda, ou seja, possibilitando a geração de benefícios para região.

4.2 Avaliação econômica do sistema de energia fotovoltaica na Cooperativa Agroecológica da Agricultura Familiar, Maranguape - CE

O estudo faz referência à análise econômica da instalação de um sistema de energia fotovoltaica na Cooperativa Agroecológica da Agricultura Familiar – Cooperfam Ceará, no Município de Maranguape. Os custos econômicos para a construção do sistema de energia fotovoltaica levam em consideração os preços sociais dos equipamentos, mão de obra e transporte.

Na Tabela 4, a seguir, tem-se a receita gerada pelo sistema localizado no Município de Maranguape. O cálculo para a determinação da receita gerada pelo sistema da Cooperativa Agroecológica Familiar corresponde à soma total anual dos valores pagos pela utilização do sistema relacionados aos períodos Hora Ponta³ e Fora Ponta⁴, que totalizaram R\$ 93.014,85. Para o cálculo do consumo Hora Ponta e Fora Ponta multiplicou-se os consumos mensais (kWh/mês) pelas tarifas de R\$ 1,79/kWh e R\$ 0,45/kWh, resultando em consumo total anual de R\$ 38.696,22/kWh e R\$ 57.195,37/kWh, respectivamente.

Pode-se observar que a implantação do sistema apresentou um custo de R\$ 101.837,79. Os custos operacionais dessa tecnologia social envolvem a troca de equipamentos, tais como o *string box*, que, em média, custa R\$ 1.128,00/ano.

Tabela 4 – Orçamento de receitas, investimentos e custos operacionais para implantação do sistema de energia fotovoltaica na Coferpam, Maranguape - Ceará, 2017

1. RECEITAS OPERACIONAIS DO SISTEMA	Valor anual (R\$)
Receitas operacionais (R\$) (Ano 1- 10)	93.014,85
Total	93.014,85

3 Refere-se ao período composto por 3 (três) horas diárias consecutivas estabelecidas pela distribuidora, levando em consideração a curva de carga de seu sistema elétrico, com aprovação da ANEEL para toda a área de concessão, com exceção feita aos sábados, domingos e feriados nacionais.

4 Refere-se ao período composto pelo conjunto das horas diárias consecutivas e complementares definidas no horário de ponta e intermediário (no caso da Tarifa Branca).

2. INVESTIMENTOS	Vida Útil (anos)	Valor Unitário (RS)	Quantidade	Valor total (RS)
Placas policristalinas de 250Wp	25	974,59	36	35.085,31
Inversor senoidal 1000W 12Vcc/220 Vac	5	1.691,68	1	1.691,68
Gabinete	5	757,32	1	757,32
Lâmpadas tubo led	5	37,60	50	1.880,00
Cabo	5	13,63	80	1.090,40
String box	10	690,58	1	690,58
2. INVESTIMENTOS	Vida Útil (anos)	Valor Unitário (RS)	Quantidade	Valor total (RS)
Mão de obra qualificada	0	12.993,66	4	51.974,62
Transporte	0	8.667,87	1	8.667,87
Total	-	-	-	101.837,79
Outros custos operacionais (troca de equipamentos como string box)	1.128,00			
Total	1.128,00			

Fonte: Elaboração própria, a partir de dados da pesquisa (2017).

Depois de mensuradas as entradas e saídas do projeto, elaborou-se o fluxo de caixa, considerando a vida útil do referido sistema de 10 anos, o qual se encontra na Tabela 5.

Tabela 5 – Demonstração do fluxo de caixa econômico – sistema de energia fotovoltaico da Cooperfam, Maranguape - CE

Especificações	Anos de Projeto											
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	
I - TOTAL ENTRADAS (1+2+3)	194.852,64	93.014,85	114.066,04									
1. Receita do Projeto	93.014,85	93.014,85	93.014,85	93.014,85	93.014,85	93.014,85	93.014,85	93.014,85	93.014,85	93.014,85	93.014,85	93.014,85
2. Créditos (2.1+2.2):	101.837,79	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
2.1. C. de investimento	101.837,79											
2.2. C. de custeio	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
3. Desinvestimento	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	21.051,19
II - TOTAL DE SAÍDAS (4+5+6+7)	101.837,79	0,00	0,00	1.128,00	1.128,00	5.357,98	1.128,00	1.128,00	1.128,00	1.128,00	1.128,00	1.128,00
4. Investimento	101.837,79											
5. Reinvestimento		0,00	0,00	0,00	0,00	4.229,98	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
6. Custos Operacionais	0,00	0,00	0,00	1.128,00	1.128,00	1.128,00	1.128,00	1.128,00	1.128,00	1.128,00	1.128,00	1.128,00
7. Serviço (Dívida (7.1+7.2))	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
7.1. Investimento (a + b)	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
a) Amortização	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
b) Juros	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
7.2. Custeio (c + d)	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
c) Principal	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
d) Juros	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
III - BENEFLÍQUIDO (I-II)	93.014,85	93.014,85	93.014,85	91.886,85	91.886,85	87.656,87	91.886,85	91.886,85	91.886,85	91.886,85	91.886,85	112.938,04

Fonte: Elaboração própria, a partir de dados da pesquisa (2017).

A Tabela 6 mostra que o projeto apresenta viabilidade econômica para a tarifa de energia considerada e para todas as taxas de desconto utilizadas. Considerando a taxa de desconto de 12% ao ano, identifica-se que o indicador de relação benefício-custo apresentou valor maior do que um (R\$ 6,69), indicando a viabilidade do projeto, pois os benefícios gerados para a sociedade superaram os custos, ou seja, para cada R\$ 1,00 de custo o projeto apresenta retorno bruto de R\$ 6,69 ou retorno líquido de R\$ 5,69.

Tabela 6 – Avaliação econômica do sistema de energia fotovoltaica na Cooferpam, 2017

Taxa de Desconto (% a.a.)	Relação B/C (R\$)	VPL (R\$)	TIR (%)	PB (anos)
6	8,01	779.972,12		
8	7,52	718.466,54	38,55	5,2
10	7,08	665.067,11		
12	6,69	618.480,14		

Fonte: Elaboração própria, a partir de dados da pesquisa (2017).

O valor presente líquido (VPL) foi maior do que zero e o projeto é viável, indicando que todo o capital investido mais os custos operacionais foram recuperados e remunerados à taxa de desconto de 12% ao ano e gerou uma sobra (líquida) de R\$ 618.480,14.

A taxa interna de retorno (TIR) foi maior do que o custo de oportunidade do capital (12% ao ano), indicando também viabilidade do projeto, pois os capitais investidos no projeto estão sendo remunerados a 38,55% ao ano e o período de recuperação do investimento é de 5,2 anos. Nesse caso, os benefícios gerados pelo sistema dizem respeito à diminuição dos gastos, com eletricidade pela Cooperativa, gerando resultados que podem ser investidos, por exemplo, na aquisição de novos equipamentos, ampliação do espaço da cooperativa ou na compra de novas placas para aumento da capacidade energética.

Verifica-se ainda que o sistema solar possibilita a cooperativa rural gerar e ofertar sua própria eletricidade desde que de acordo com as normas de regulamentação da Agência Nacional de Energia Elétrica. Logo, o sistema poderá contribuir para a independência da Cooperativa em relação ao setor elétrico.

Quanto aos benefícios indiretos, têm-se o beneficiamento de toda a comunidade circunvizinha, por meio do excedente de energia gerado, e o sistema que é interligado a rede convencional de eletricidade, garantindo maior oferta de energia no meio rural.

4.3 Avaliação econômica de implantação de um sistema eólico na Cooperativa dos Produtores da Agricultura Familiar e Agroindustrial de Quixeré e Região (Coopafaq) da comunidade rural do sítio Barreirinhas, Quixeré - CE

Foi implantado um minissistema eólico na Cooperativa dos Produtores da Agricultura Familiar e Agroindustrial de Quixeré e região por intermédio do Fundo de Desenvolvimento da Agricultura Familiar (FEDAF) da Secretaria de Desenvolvimento Agrário do Estado do Ceará (SDA), ou seja, uma miniturbina eólica considerada a pioneira e direcionada para agricultura familiar.

Na Tabela 7, a seguir, especificam-se receitas, investimentos iniciais e custos operacionais do sistema, que envolve a construção de uma miniusina eólica na comunidade rural de Barreirinhas. A empresa responsável pela implantação do sistema – Consultoria Planejamento de Systemas (CONPSYS) – garantiu por três anos a manutenção dos equipamentos sem custos adicionais para os beneficiários.

O cálculo das receitas operacionais do sistema eólico foi determinado como base na média de consumo efetivo da cooperativa, cuja estimativa anual da produção resultou em R\$ 6.071,03/ano. Verifica-se que o custo médio para implantação do sistema eólico no meio rural foi de R\$

94.203,85. O sistema de energia eólica foi implantado em 2014. Os custos de operação e manutenção correspondem, em média, a R\$ 658,00 relativos à montagem de andaimes e aplicação de graxa específica nos rolamentos da turbina.

Tabela 7 – Orçamento de receitas, investimentos e custos operacionais para implantação do sistema de energia eólica na COOPAFAQ em Quixeré - Ceará, 2017

1. RECEITAS OPERACIONAIS		Valor anual (R\$)			
Receitas operacionais (R\$) (Ano 1- 10)		6.071,03			
Total		6.071,03			
2. INVESTIMENTOS		Vida Útil (anos)	Valor Unitário (R\$)	Quantidade	Valor total (R\$)
Miniturbina eólica 3.5 kw		25	54.546,96	1	54.546,96
Inversor senoidal 1000W 12Vcc/220 Vac		10	1.691,69	1	1.691,69
Cabo		10	423,00	30	12.690,00
Mão de obra		0	1.944,00	6	11.664,00
Dispositivos de proteção		6	75,20	1	75,20
Transporte		0	13.536,00	1	13.536,00
Total		-	-	-	94.203,85
3. CUSTOS OPERACIONAIS		Valor unitário (R\$)			
Manutenção		229,00			
3. CUSTOS OPERACIONAIS		Valor unitário (R\$)			
Mão de obra		429,00			
Total		658,00			

Fonte: Elaboração própria, a partir de dados da pesquisa (2017).

Na Tabela 8, após a elaboração da demonstração de fluxo de caixa, foram mensurados os indicadores econômicos de avaliação de projetos.

Tabela 8 – Demonstração do fluxo de caixa econômico – sistema de energia eólica da Coopafaq, Quixeré - CE

Especificações	Anos de Projeto											
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	
I - TOTAL ENTRADAS (1+2+3)	100.274,88	6.071,03	38.824,27									
1. Receita do Projeto	6.071,03	6.071,03	6.071,03	6.071,03	6.071,03	6.071,03	6.071,03	6.071,03	6.071,03	6.071,03	6.071,03	6.071,03
2. Créditos (2.1+2.2):	94.203,85	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
2.1. C. de investimento	94.203,85											
2.2. C. de custeio	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
3. Desinvestimento	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	32.753,24
II - TOTAL DE SAÍDAS (4+5+6+7)	94.203,85	0,00	0,00	658,00	658,00	658,00	733,20	658,00	658,00	658,00	658,00	658,00
4. Investimento	94.203,85											
5. Reinvestimento	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	75,20	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
6. Custos Operacionais	0,00	0,00	0,00	658,00	658,00	658,00	658,00	658,00	658,00	658,00	658,00	658,00
7. Serviço (Dívida (7.1+7.2))	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00

Especificações	Anos de Projeto											
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	
7.1. Investimento (a + b)	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
a) Amortização	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
b) Juros	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
7.2. Custeio (c + d)	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
c) Principal	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
d) Juros	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
III – BENEFLÍQUIDO (I-II)	6.071,03	6.071,03	6.071,03	5.413,03	5.413,03	5.413,03	5.337,83	5.413,03	5.413,03	5.413,03	5.413,03	38.166,27

Fonte: Elaboração própria, a partir de dados da pesquisa (2017).

De acordo com a Tabela 9, todos os indicadores mostraram-se viáveis para as diferentes taxas de desconto analisadas. Analisando esses parâmetros a uma taxa de desconto de 12% ao ano, constata-se que o indicador relação benefício-custo foi maior do que um, ou seja, os benefícios superaram os custos, pois, para R\$ 1,00 de custo, o projeto gerou apenas benefícios de R\$ 1,50.

Tabela 9 – Avaliação econômica do sistema energia eólica na Coopafaq, Quixeré e Região, 2017

Taxa de Desconto (% a.a.)	Relação B/C (R\$)	VPL (R\$)	TIR (%)	PB (anos)
6	1,67	65.354,20		
8	1,60	58.690,01	32,18	0,33
10	1,55	53.059,10		
12	1,50	48.275,50		

Fonte: Elaboração própria, a partir de dados da pesquisa (2017).

Assim, o VPL apresentou resultado maior do que zero (R\$ 48.275,50), indicando que o capital investido mais os custos operacionais foram recuperados e remunerados à taxa de desconto de 12% ao ano. A taxa interna de retorno apresentou resultado superior ao custo de oportunidade do capital; logo, o projeto é considerado inviável. O capital investido no projeto está sendo remunerado em 32,18%, considerando todo o horizonte de planejamento. O *payback* descontado foi de aproximadamente cento e dezenove dias, ou seja, três meses.

Os benefícios proporcionados pelo sistema eólico referem-se apenas à economia de energia, possibilitando a redução dos custos operacionais da Cooperativa. Por outro lado, o sistema também contribui indiretamente para o suprimento energético da comunidade em que está instalado pelo fato de o sistema ser interligado à rede convencional.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O indicador relação benefício-custo (B/C) apresentou maior resultado (R\$3,74) no sistema fotovoltaico do Assentamento Saco do Vento em Irauçuba para uma taxa de desconto de 12% ao ano. Quanto ao VPL, o sistema fotovoltaico em Maranguape apresentou maior retorno líquido, totalizando R\$ 618.480,14 para a mesma taxa de desconto.

Já a TIR apresentou bom índice de rentabilidade para todos os sistemas, pois os investimentos estão sendo remunerados acima da alternativa de remuneração do capital. O tempo de recuperação do capital investido foi menor (4,62 anos) para o sistema fotovoltaico em Irauçuba.

As análises desses indicadores financeiros possibilitam o direcionamento de instrumentos de políticas públicas eficientes, voltados para atendimento das necessidades básicas de agricultores familiares em comunidades rurais.

O sistema eólico garante o suprimento energético da cooperativa COOPAFQA, assim como beneficia as comunidades pelo excedente de energia gerada (oferta e receitas compensadas no consumo mensal da cooperativa), dado que o sistema é interligado a rede convencional, contribuindo para o uso da eletricidade pela população local. Apesar dos benefícios gerados, constatam-se altos custos de implantação desse sistema e, conseqüentemente, menor viabilidade econômica.

Portanto, do ponto de vista social, sugere-se a ampliação dos sistemas de energias renováveis principalmente para aqueles produtores que dispõem de recursos financeiros para implantá-los, a fim de reduzir a dependência em relação à energia convencional, possibilitando a redução dos custos com a atividade agrícola com consumo doméstico.

É importante ressaltar que a eletrificação rural, por si só, não garante o pleno atendimento das necessidades básicas da população e o desenvolvimento rural, sendo necessário que programas sejam implantados e promovam o acesso a serviços de saneamento, água tratada, educação, saúde, capacitação tecnológica, incentivos e financiamentos, visando garantir o crescimento e a redução da pobreza no campo.

Como sugestão para futuros trabalhos, é relevante a ampliação da amostra de sistemas de energias renováveis instalados em diferentes municípios cearenses, tais como Beberibe, Iguatu, e Aracati, de forma a mensurar as externalidades positivas ou negativas e analisar a eficiência desses investimentos, incluindo também a mensuração do excedente de energia gerado pelos sistemas.

REFERÊNCIAS

- ASSAF NETO, A.; LIMA, F. G. **Curso de administração financeira**. São Paulo: Atlas, 2009.
- AGUILERA, R. (Org.). **Evaluacion social de proyectos**: orientaciones para aplicacion. Unidelar, Facultad de Economía: Montevideo, Uruguai, 2011. 462p.
- BID – BANCO INTERAMERICANO DE DESARROLLO. **Evaluacion financeira y económica de proyecto de electrificación rural com energia renovable** (BO-X1013). Cochabamba, 2013.
- BRENT, R. **Applied cost-benefit analysis**. Second Edition. Edwards Elgar Publishing. Massachusetts, USA, 2008.
- CAMPOS, R. T.; CAMPOS, K. C. **Elaboração e avaliação de projetos agropecuários**. Notas de aula. Fortaleza: UFC/CCA/DEA, 2018.
- CASAROTTO FILHO, N.; KOPITKE, B. H. **Análise de investimentos**. 9.ed. São Paulo; Atlas, 2006.
- CEARÁ. SECRETARIA DA INFRAESTRUTURA DO ESTADO DO CEARÁ (SEINFRA). **Energia**, 2017. Disponível em: <http://www.seinfra.ce.gov.br/index.php/noticias/28-energia/1716-energias-renovaveis>. Acesso em: 14 abr. 2017.
- CICLO VIVO. Disponível em: <http://ciclovivo.com.br>. Acesso em: 14 jun. 2017.
- CONTRERAS, E. **Evaluación de inversiones públicas**: enfoques alternativos y su aplicabilidad para Latinoamérica, Serie Manuales, CEPAL - ILPES, 2014.
- FONTAINE, E. R. **Evaluacion social de proyectos**. 13.ed. Pearson Educacion: México, 2008. 648p.
- GIESECKE, C. (Coord). **Eletificacion rural**: Guia para formulacion de proyectos de inversion exitosos. Ministério de Economia y Finanzas, Lima-Peru, 2011.
- GITTINGER, J. P. **Análisis económico de proyectos agrícolas**. Madri: Editorial Tecnos, 1984.
- IPECE – INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICO DO CEARÁ. **Perfil básico municipal 2016**. Disponível em: <http://www.ipece.ce.gov.br>. Acesso em: 18 fev. 2017.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa nacional por amostra de domicílios**, 2015. Rio de Janeiro. Disponível em: <http://www.ibge.gov.br>. Acesso em: 09 set. 2017.

LEME, A. A.; HAGE, J. A. (org). **A energia, a política internacional e o Brasil**. O setor elétrico no primeiro mandato do governo Lula: um primeiro olhar. Curitiba: Instituto Memoria, 2008.

MOREIRA, R. N.; VIANA, A. F.; OLIVEIRA, D. A. B. de; VIDAL, F. A. B. Energia eólica no quintal da nossa casa?! percepção ambiental dos impactos socioambientais na instalação e operação de uma usina na comunidade de sítio do Cumbe em Aracati-CE. In: **Revista de Gestão Ambiental e Sustentabilidade**, São Paulo, v. 2, n. 1, p. 45-73, jan.-jun. 2013.

MOTTA, R. da R.; CALÔBA, G. M. **Análise de investimentos**. 1.ed. São Paulo: Atlas, 2006.

MOTTA, R. S. da. **Análise de custos-benefícios: uma revisão metodológica**. Rio de Janeiro: INPES/IPEA, 1988. 33p.

NORONHA, J. F. **Projetos agropecuários: administração financeira, orçamentação e avaliação econômica**. Piracicaba: Fundação de Estudos Agrários Luiz de Queiroz, 1981. 274 p.

OLIVEIRA, L. C. **Perspectivas para a eletrificação rural no novo cenário econômico institucional do setor elétrico brasileiro**, 2001. 16 p. Dissertação de Mestrado, COPPE, Universidade Federal do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, Março, 2001.

SALES, M. L. S. **Avaliação financeira e econômica das ações de captação, acumulação e suprimento de água no Estado do Ceará**. 2015. 130 f. Dissertação. (Mestrado em Economia Rural). Centro de Ciências Agrárias da Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, 2015.

SAPAG CHAIN, N.; SAPAG CHAIN, R. **Preparación y evaluación de proyectos**. 2.ed. México: McGraw-Hill Interamericana de México, 1989.

SUDENE - SUPERINTENDÊNCIA DE DESENVOLVIMENTO DO NORDESTE. **Cálculo de preços econômicos: guia prático**. Recife: SUDENE, 1991.

UGÁS, M. P. (Org.). **Guia metodológica para la identificación, formulacion y evaluacion de proyectos de eletrificacion rural a nível de perfil**. Programación Multianual del Sector Público (DGPM) del Ministério de Economía y Finanzas. Lima-Peru, 2007.

URUGUAY. Sistema Nacional de Inversión Pública, 2014. **Precios sociales y pautas e técnicas para la evaluación socioeconómica**. SNIP: Governo Paraguay, 2014. 35 p.

PANORAMA RECENTE DA CANA-DE-AÇÚCAR NO BRASIL: ASPECTOS DA CONVERGÊNCIA ESPACIAL NA PRODUTIVIDADE

*Recent panorama of sugarcane in Brazil:
aspects of spatial convergence in productivity*

Lucas Siqueira de Castro

Economista. Doutor em Economia Aplicada (UFV). Professor Adjunto do Departamento de Economia,
Universidade Federal Rural do Rio de Janeiro (UFRRJ), Seropédica, RJ, Brasil. lucancastro@hotmail.com

Resumo: Introduzida no século XVI no Brasil, através da Região Nordeste, a cultura da cana foi e continua sendo importante para o crescimento econômico nacional, alcançando diferentes regiões ao longo do tempo, a exemplo do Centro-Oeste na década de 2000. Importante como fonte de alimento em detrimento do açúcar, a cana também exerce grande influência no mercado de combustíveis através do seu subproduto do etanol. Dessa maneira, o presente trabalho propõe analisar a distribuição espacial da cana-de-açúcar no Brasil, por meio da convergência espacial da produtividade da terra desta cultura, em nível microrregional, entre os anos de 1980 e 2019. Os resultados mostram a existência da β convergência espacial para o período proposto. No entanto, foi detectado um movimento de desaceleração da produtividade, evidência que foi corroborada pelas diminuições das velocidades e taxas de convergência.

Palavras-chave: Cana-de-açúcar; Produtividade da terra; β convergência espacial.

Abstract: Introduced in the sixteenth century through the northeastern Brazilian region, the sugarcane crop was and remains important for national economic growth, raising different regions over time as the Midwest in the decade of 2000. Important as a food source (sugar), sugarcane also exerts great influence in the fuel market, through its by-product ethanol. Thus, this study aims to analyze the spatial distribution of sugarcane in Brazil, through the spatial convergence of land productivity of this crop in the micro-regional level, between the years 1980 and 2019. Results show the existence of spatial β convergence for the proposed period. However, a slowdown in productivity was detected, evidence that was corroborated by the decreases in speeds and convergence rates.

Keywords: Sugar cane; Land productivity; Spatial β convergence.

JEL: R12, Q10, C31.

1 INTRODUÇÃO

Com origem na Nova Guiné, a cana-de-açúcar é um produto agrícola que já foi alvo de diversas disputas entre nações. Introduzida ao Ocidente no século X, nas regiões do Egito e da Espanha, tal cultura foi trazida para as Américas (República Dominicana), por Cristóvão Colombo, em 1493, chegando ao Brasil apenas no ano de 1532 por intermédio de Martim Affonso de Souza (EMBRAPA, 2019).

Dados disponibilizados pela *Food and Agriculture Organization of the United Nations* – FAO mostram que no ano de 1961 a cultura da cana-de-açúcar foi praticada por 99 países no mundo, contando com uma área colhida de 8.911.879 hectares. Por sua vez, em 2019, a cultura alcançou 106 países, que registraram 28.199.696 hectares plantados, o que representa um crescimento de 182,76% no plantio da cana em aproximadamente 60 anos (FAO, 2021).

Importante fonte alimentar, em detrimento do açúcar, a cana também exerce grande influência no mercado de combustíveis, por meio do seu subproduto etanol. Este pode ser utilizado como combustível independente, etanol hidratado ou ainda como percentual da gasolina, etanol anidro. No Brasil, por exemplo, o percentual de etanol anidro misturado à gasolina é de 27% (ANP, 2018).

Maior produtor mundial da cana-de-açúcar, o Brasil contou com 35,75% deste mercado no ano de 2019. Além disto, o país também figura em primeiro lugar nas produções de açúcar e de etanol (FAO, 2021).

Historicamente, a cana-de-açúcar foi de extrema importância para o crescimento e para o desenvolvimento econômico brasileiro. Possuindo elevado valor no mercado europeu, a plantação da cana espalhou-se rapidamente pelo litoral nordestino durante o século XVI, devido ao clima tropical propício (BAER, 2009).

Após perder espaço para a Mineração, no século XVIII, e para o plantio do Café, no final do século XIX e início do XX, a cultura do açúcar voltaria a ser estimulada principalmente com o fim do ciclo cafeeiro, visando abastecer o mercado interno, agora, focado na Região Sudeste (Minas Gerais, Rio de Janeiro e São Paulo) (GIAMBIAGI *et al.*, 2011).

No século XX, com a criação do Instituto do Açúcar e Alcool, em 1933, o setor agora “regulado” buscou manter determinado controle sobre usinas e refinarias, no intuito de zelar pela qualidade e quantidade do açúcar brasileiro (GIAMBIAGI *et al.*, 2011).

Por sua vez, as crises do Petróleo de 1973 e 1979, que abalaram a economia brasileira, também estimularam a aplicação de uma ideia, que havia surgido em 1972, como tentativa de dinamizar a produção da cana-de-açúcar: utilizar a cultura na produção do álcool combustível (etanol). Caso esse que ocorreu não só no Brasil, mas em todo mundo, refletindo a necessidade da busca por outras fontes alternativas frente ao petróleo e seus derivados (MAGALHÃES *et al.*, 1991).

Mesmo com a recuperação dos preços do petróleo, na década de 1980, foi aberta aos usineiros uma nova possibilidade de negócio. A produção da cana-de-açúcar seria, agora, baseada na tomada de preços entre açúcar e etanol (OLIVEIRA, 2002).

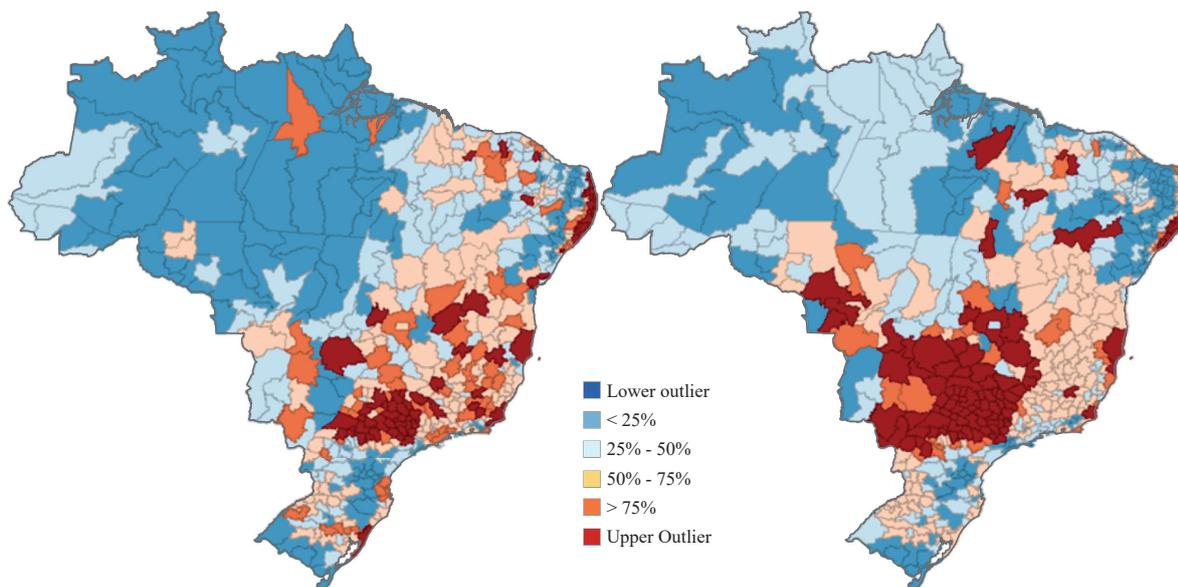
Assim, com a criação da tecnologia bicombustível (*flex fuel*), o papel do etanol volta à tona com grande importância, tornando o Brasil centro de referência internacional para estudos de combustíveis, a partir do lançamento do carro *flex* no ano de 2003 (BAER, 2009).

Os estímulos advindos da cotação do açúcar, *commodity*, bem como da possibilidade de utilizar o etanol como combustível – além das implicações técnicas do plantio da cana-de-açúcar – fizeram com que esta cultura rompesse uma nova fronteira territorial na década de 2000, a região Centro-Oeste, disputando espaço com a soja, especialmente, em Mato Grosso do Sul e em Goiás (EMBRAPA, 2019).

A expansão do plantio da cana no Brasil pode ser vista na Figura 1 a seguir. Pela graduação das cores, quanto mais “viva” for a cor, maior será a área plantada de cana-de-açúcar. Dessa forma, é possível observar uma grande concentração de áreas avermelhadas na parte central do mapa,

comparando os anos de 2019 e 1980, principalmente na região Centro-Oeste. É possível observar também a redução da área plantada no interior da Região Nordeste.

Figura 1 – Expansão espacial da área plantada de cana-de-açúcar no Brasil entre os anos de 1980 e 2019



Fonte: Elaborado pelo autor.

Dado esse panorama brasileiro, surge o problema de pesquisa. Mesmo sendo plantada em diferentes regiões, com climas e variedades de terra diferentes, ao longo dos anos, existe convergência na produtividade agrícola da cana-de-açúcar no Brasil?

O objetivo geral deste trabalho, portanto, é analisar a presença da convergência na produtividade média da terra em relação a cana-de-açúcar no Brasil. De maneira secundária, será investigada a velocidade de convergência deste processo, caso exista. Como hipótese, acredita-se que haja convergência espacial na produtividade da cana.

Referente ao intervalo de análise, optou-se por iniciar o estudo no ano de 1980, finalizando o período em 2019, último ano com dados disponíveis. Também foram feitas divisões nesse intervalo de tempo, em que os subperíodos foram de: 1980 até 1989; 1990 até 1999; 2000 até 2009; e 2010 até 2019. Dessa forma, será possível investigar como foi dado o comportamento da cana-de-açúcar frente: à recuperação do preço do petróleo e diminuição do preço da gasolina; pós-crise em 1979; as variações do preço da *commodity* açúcar; e, ainda, a utilização do álcool como combustível, reforçado pelo desenvolvimento da tecnologia *flex fuel* nos anos 2000; além dos aspectos da crise econômica de 2008.

Afora esta introdução, o trabalho é constituído por mais quatro partes. A próxima compõe uma discussão sobre a convergência da produtividade agrícola da terra. Seguindo, tem-se uma seção sobre a metodologia e a fonte dos dados, outra sobre a discussão dos resultados e, finalmente, as considerações finais acerca do problema.

2 CONVERGÊNCIA DA PRODUTIVIDADE AGRÍCOLA DA TERRA

Tratando-se de convergência, a literatura registrou os primeiros estudos com enfoque no parâmetro da renda, seja esta analisada entre países, seja esta analisada em regiões, estados ou municípios. Trabalhos seminais – como os de Solow (1956, 1957), Romer (1986), Lucas (1988), Barro e Sala-i-Martin (1990, 1991 e 1992) e Mankiw *et al.* (1992) – exploraram de diferentes maneiras o enfoque de tal convergência.

Em especial, o trabalho de Baumol (1986), buscou identificar tal processo para 16 países industrializados no período de 1870 a 1979. A forma como construída a sua análise foi considerada por muitos autores simples e coesa, sendo esta:

$$\ln(Y/N)_{i,t} - \ln(Y/N)_{i,t-1} = \alpha + \beta \ln(Y/N)_{i,t-1} + \varepsilon_i \quad (1)$$

em que $\ln(Y/N)$ equivale ao logaritmo da renda per capita; ε ao termo de erro; i aos diversos países; t período temporal avaliado; α e β aos parâmetros a serem estimados.

Existindo a β convergência absoluta, o sinal esperado de tal parâmetro seria negativo. Essa relação informa que, para o estudo de Baumol, países possuidores de rendas iniciais maiores imprimiriam menores taxas de crescimento, quando comparados a países menos desenvolvidos e, com o avançar dos anos, haveria uma tendência para que as rendas convergissem a um mesmo patamar.

Em termos de convergência da produtividade agrícola da terra, Lopes (2004) comenta que existem no mínimo três características que reforçam a necessidade de tal enfoque. A primeira é tida como mudanças estruturais no processo produtivo, sejam estas inovações tecnológicas, sejam estas na forma como são aplicadas as políticas públicas. Já a segunda enfoca a propagação dos ganhos obtidos com a tecnologia, sendo estes representados por novas sementes, seja estes representados por sistemas de plantio, implementos agrícolas etc. Por fim, tem-se a diminuição de entraves ao crescimento produtivo, exemplificado por questões ambientais, financeiras, dentre outras.

Trabalhos internacionais – como os de Lusigi e Thirtle (1998), Fan *et al.* (1999), Suhariyanto e Thirtle (2001) e Janvry e Sadoulet (2010) – reforçaram que a produtividade da terra se comportou como uns dos principais componentes associados à Produtividade Total dos Fatores (PTF). Além disso, alguns resultados evidenciam que ganhos na produtividade agrícola foram importantes para o desenvolvimento e também na redução da pobreza das regiões investigadas.

Nacionalmente, tem-se trabalhos como o de Gasques *et al.* (2004), que mostrou a importância da produtividade da terra, quando esta cresceu 15,76% a mais do que a PTF entre os anos de 1975 e 2002. Há a inovação metodológica de Almeida e Haddad (2004), com o Modelo Econométrico Espacial de projeções de Culturas Agropecuárias (MEECA), para a simulação de cenários econômicos de longo prazo para *commodities* brasileiras.

Perobelli *et al.* (2007) buscaram verificar os efeitos espaciais, que influenciaram a produtividade agrícola brasileira da terra entre os anos de 1991 e 2003. Contando com dados microrregionais da produção agrícola total e da área plantada total, os autores constataram que a produtividade agrícola esteve autocorrelacionada espacialmente de maneira positiva e identificaram dois *clusters* do tipo alto-alto: o primeiro entre São Paulo e a Região Centro-Oeste e o segundo ao longo do litoral da Região Nordeste.

Na perspectiva da convergência espacial, Almeida *et al.* (2008) captaram a convergência espacial da produtividade agrícola geral para o Brasil, novamente, entre 1991 a 2003. Castro *et al.* (2015) analisaram o contexto da soja nas regiões Centro-Oeste e Sul do mesmo país no período de 1994 a 2013. Os resultados destes dois últimos trabalhos evidenciaram a presença de autocorrelação espacial para a produtividade da terra, bem como a existência da β convergência absoluta.

Raiher *et al.* (2016) investigaram o desenvolvimento da produtividade da agropecuária da Região Sul brasileira, apoiados pelos dados censitários de 1995/1996 e de 2006, em nível microrregional. Foram encontrados, como resposta, evidências da convergência absoluta e da condicional da produtividade da agropecuária nestas microrregiões. Castro (2020) pesquisou a respeito da convergência espacial da produtividade do leite nos municípios brasileiros, com suporte dos censos de 2006 e 2017. O autor comprovou aspectos da β convergência condicional em sua análise, contudo, também foi verificada a desaceleração das taxas de convergência.

3 METODOLOGIA

Previamente à análise da convergência da produtividade agrícola da cana-de-açúcar, é necessário explorar os dados de forma espacial. Testes de Moran para autocorrelação, sejam globais (I), sejam locais (LISA), serão usados para cumprir esse objetivo. Caso seja encontrada a autocorrelação espacial, o modelo a ser desenvolvido deve levar em consideração formas de eliminar tal problema a partir das interações espaciais.

3.1 Análise da Convergência

A estimação da convergência da produtividade agrícola da cana-de-açúcar será dada a partir de adaptações feitas na equação para a convergência de renda de Baumol (1986)¹:

$$\ln\left(\frac{Pme_{2019}}{Pme_{1980}}\right) = \alpha + \beta \ln(Pme_{1980}) + \theta DR_i + u_i \quad (2)$$

em que $\ln\left(\frac{Pme_{2019}}{Pme_{1980}}\right)$ é o logaritmo natural da razão entre as produtividades agrícolas nos intervalos analisados; $\beta \ln(Pme_{1980})$ é o logaritmo natural da produtividade agrícola no intervalo inicial; DR_i remete à *dummies* de interação regionais; e u_i corresponde ao termo de erro aleatório.

Visando encontrar o melhor modelo espacial possível, Florax *et al.* (2003) e Almeida (2012) recomendam a realização de alguns procedimentos, para, assim, aprimorar os resultados da β convergência espacial. Como exemplos de tais procedimentos são tidos: o clássico; o robusto; o híbrido; o de Hendry; o de Tyszler; e o completo.

Para este trabalho, foi escolhido o procedimento completo. Os passos de tal procedimento abordam que:

- i) Estima-se o modelo clássico proposto através da análise de regressão linear por MQO;
- ii) Testa-se a hipótese de ausência de autocorrelação espacial dos resíduos por testes difusos como o I de Moran Global;
- iii) Obtidos os resultados, por suposição que os testes não sejam significativos, utiliza-se o modelo clássico (MQO) para a estimação. Refutada a afirmativa anterior, segue-se o procedimento posterior;
- iv) Estimam-se variados modelos espaciais, como o SAR, SEM, SLX, SDM e SDEM etc.
- v) A melhor especificação de modelo precisa atender a dois critérios sequenciais, em que o primeiro fala que o modelo não pode apresentar autocorrelação espacial em seus resíduos, e o segundo reforça que a escolha do modelo deve prezar pelo menor critério de informação.

3.2 Impactos Total, Direto e Indireto

Estimando-se um modelo de regressão linear clássico, tem-se o conhecimento de que os coeficientes das variáveis independentes apontam a correlação parcial com a variável dependente ou regressando. Todavia, ao observar que o processo gerador de dados engloba a influência de áreas/observações contíguas, a interpretação dos estimadores e coeficientes se torna mais elaborada.

¹ A literatura aborda que adoção do método de análise da β convergência absoluta pode vir a implicar na possibilidade do viés de omissão de variáveis relevantes. Todavia, como neste artigo procura-se apresentar um panorama geral sobre o plantio da cana-de-açúcar no país, acredita-se que o método seja suficientemente válido para responder tal questão.

LeSage e Pace (2009) atribuem esta nova característica ao fato de a variável dependente e/ou dependente defasada ser capaz de afetar, no caso deste trabalho, uma microrregião, bem como as microrregiões vizinhas.

Já a alternativa existente, capaz de incluir e mensurar informações de regiões contíguas, é dada pelos modelos de regressão espaciais. Esses modelos – além de fornecerem os coeficientes de correlação parcial, entre variáveis independentes e a dependente, levando em conta os aspectos espaciais – também são capazes de dividir tais coeficientes em impactos diretos, indiretos e totais, quando a dependência espacial é observável, como em modelos SAR, SDM², o que eleva a qualidade de informações.

Segundo LeSage e Pace (2009), o Impacto Direto Médio configura uma média dos impactos de uma região qualquer i sobre ela mesma. Algebricamente, essa relação é dada pela média do traço da diagonal principal da matriz de defasagens (W), representada pelos autores por $S_r(W)$:

$$\bar{M}(r)_{direto} = n^{-1}tr(S_r(W)) \quad (5)$$

em que $S_r(W) = (1 - W\rho)^{-1}\theta$, sendo o modelo um SAR e $S_r(W) = W(l_n - \rho W)^{-1}\tau + \theta(l_n - \rho W)^{-1}$, sendo um SDM; n é o número de observações; tr é o traço da matriz e $\bar{M}(r)_{direto}$ é o impacto direto médio.

No que diz respeito ao Impacto Total Médio, este busca mensurar o impacto médio de todas as regiões associadas a W , sobre uma região qualquer i , incluindo o seu respectivo impacto. A sua expressão é dada por:

$$\bar{M}(r)_{total} = n^{-1}l_n^r S^r(W) l_n \quad (6)$$

em que l_n representa um vetor coluna unitário e $\bar{M}(r)_{total}$ o impacto total médio.

Por último, o Impacto Indireto Médio, é responsável por determinar a influência de uma região i qualquer sobre as j regiões vizinhas. Este é obtido pela diferença entre os impactos Total e Direto:

$$\bar{M}(r)_{indireto} = \bar{M}(r)_{total} - \bar{M}(r)_{direto} \quad (7)$$

3.3 Velocidade de Convergência

A velocidade de convergência será obtida com como base na proposição de Florax *et al.* (2003):

$$\psi = -\frac{\ln(-\beta)}{k} \quad (8)$$

em que: k remete ao intervalo de tempo utilizado em cada observação.

2 Os modelos do tipo SEM e SDEM incorporam a dependência espacial por meio do termo de erro da regressão. Em outras palavras, pode ser dito que o padrão espacial revelado no termo de erro, destes modelos, é dado por efeitos não modelados, em função da falta adequada de medida. Por consequência, não é possível obter a divisão dos impactos para estes modelos. Maiores informações sobre a divisão dos impactos, consultar LeSage e Pace (2009).

3.4 Fonte de Dados

Os dados utilizados para a realização deste trabalho estão presentes na base de dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – IPEA e do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE. Foram compilados dados sobre o valor da produção agrícola e a área plantada total da cana-de-açúcar para os anos de 1980 e 2019.

Inicialmente, foi vista a possibilidade de trabalhar com a desagregação dos dados em nível municipal. Entretanto, como no período de 40 anos proposto houve o desmembramento ou emancipação de alguns municípios e do Estado do Tocantins, optou-se por utilizar dados microrregionais.

Dessa forma, para o intervalo de tempo a ser estudado (1980/2019) e seus quatro subperíodos (1980/1989, 1990/1999, 2000/2009 e 2010/2019), foram estabelecidas 558 microrregiões (52 do Centro-Oeste; 188 do Nordeste; 64 do Norte; 94 do Sul; 160 do Sudeste), o que corresponde ao total de 558 observações para as variáveis de cada ano de análise pretendida. Já para as *dummies* de interação regionais, optou-se por designar a Região Norte do Brasil como grupo base de comparação.

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

A análise exploratória de dados espaciais realizada sobre a produtividade agrícola da terra da cana-de-açúcar, como proposta, foi dividida em global e local. Para tanto, foi necessário determinar tipos matrizes de ponderações espaciais para tais análises. A escolha dessas matrizes foi baseada no procedimento de Baumont (2004)³, que visa reduzir a existência de qualquer tipo de viés associado a forma de como estas são selecionadas para as análises em questão.

Para o *I* de Moran Global, as matrizes de ponderação espacial utilizadas foram as do tipo *k* vizinhos mais próximos (Tabela 1). Em termos de significância do teste, a mesma tabela ainda mostra que todos foram estatisticamente significativos e diferentes de zero para o período estudado. Esse resultado informa que, para os dados da produtividade agrícola da terra da cana, há a presença de algum tipo de padrão espacial.

Tabela 1 – *I* de Moran global para a produtividade agrícola da terra da cana-de-açúcar

Matriz	Ano	Valor	Média	Desvio Padrão	Z	P-valor
<i>k1</i>	1980	0.3952	-0.0020	0.0529	7.5045	0.0000***
<i>k1</i>	1989	0.4866	-0.0020	0.0529	9.2314	0.0000***
<i>k1</i>	1990	0.5272	-0.0020	0.0529	9.9986	0.0000***
<i>k1</i>	1999	0.4866	-0.0020	0.0529	9.2316	0.0000***
<i>k1</i>	2000	0.4283	-0.0020	0.0529	8.1292	0.0000***
<i>k1</i>	2009	0.6136	-0.0020	0.0529	11.6327	0.0000***
<i>k1</i>	2010	0.5295	-0.0020	0.0529	10.0425	0.0000***
<i>k2</i>	2019	0.4449	-0.0020	0.0390	11.4627	0.0000***

Fonte: Elaborado pelo autor.

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

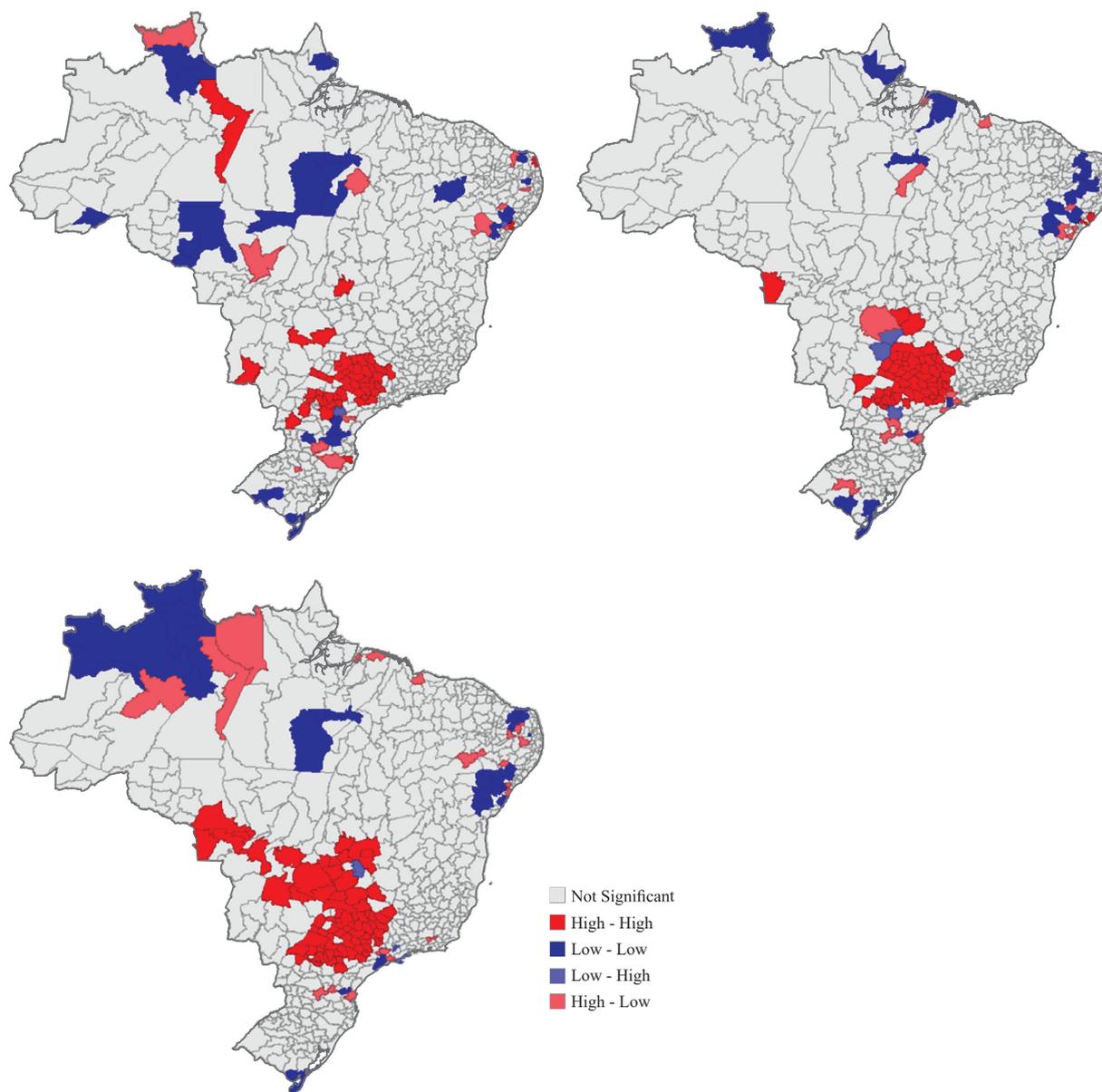
Além do padrão espacial descoberto, pode-se inferir ainda que, pelos coeficientes apresentarem sinais positivos, o tipo de autocorrelação espacial existente é a positiva. Dessa maneira, há uma tendência de concentração das microrregiões analisadas, em que as que apresentarem elevada produtividade média da cultura farão divisa com outras microrregiões que apresentaram o mesmo padrão de produtividade. A interpretação para as regiões que apresentam baixa produtividade é a mesma, uma vez que estas serão vizinhas de regiões com produtividade semelhante.

3 O procedimento consiste na realização de testes, como o *I* de Moran, sobre os resíduos do MQO, em que a determinação da matriz será feita com base no resultado que apresentar a maior autocorrelação espacial estatisticamente significativa.

Por sua vez, a análise local através dos mapas LISA (Figura 2), mostra a disposição dos *clusters* formados. De maneira geral, é possível observar, ao longo dos anos, a formação e a evolução de um grande cluster do tipo alto-alto, condensando microrregiões dos estados do Paraná, São Paulo, Minas Gerais, Mato Grosso do Sul, Mato Grosso e Goiás.

Mesmo não obtendo *clusters* do tipo alto-alto, as regiões Norte, Nordeste e Sul (Santa Catarina e Rio Grande do Sul) apresentaram *clusters* do tipo alto-baixo, baixo-alto ou baixo-baixo, mostrando que a cultura da cana-de-açúcar também está presente nessas regiões e que também há a presença da autocorrelação espacial.

Figura 2 – Mapa de *clusters* LISA para a produtividade agrícola da terra da cana-de-açúcar no Brasil, considerando matrizes k_2 vizinhos mais próximos, entre os anos de 1980, 1990, 2000, 2010 e 2019



Fonte: Elaborado pelo autor.

Partindo para a modelagem, foram estimados cinco modelos por Mínimos Quadrados Ordinários (Tabela 2). Em relação à escolha das matrizes de ponderação espacial, a de $k4$ vizinhos foi utilizada no subperíodo de 1990/1999. Para os demais períodos investigados, fez-se o uso da matriz $k1$ vizinho mais próximo.

Tabela 2 – Estimação dos modelos por MQO

	1980/1989	1990/1999	2000/2009	2010/2019	1980/2019
Constante	0.0122 (0.0269)	0.0128 (0.0267)	0.0034 (0.0227)	0.1285*** (0.0220)	0.1089*** (0.0230)
β	-0.7820*** (0.0328)	-0.8623*** (0.0307)	-0.8250*** (0.0247)	-0.1199*** (0.0234)	-0.0691** (0.0280)
DCO	-0.0845** (0.0386)	0.0360 (0.0338)	-0.0139 (0.0264)	0.0319 (0.0252)	0.1232*** (0.0330)
DNE	-0.0620** (0.0310)	0.0214 (0.0285)	-0.0268 (0.0220)	-0.0102 (0.0215)	0.0543** (0.0265)
DS	-0.0400 (0.0344)	-0.0051 (0.0312)	-0.0235 (0.0240)	0.0398* (0.0237)	0.1092*** (0.0294)
DSE	-0.0402 (0.0306)	0.0051 (0.0283)	-0.0160 (0.0217)	0.0151 (0.0213)	0.0756*** (0.0262)
SC	136.0180	89.8645	-165.7550	-128.5400	-39.2144
Jarque-Bera	7099.3588	11641.3740	29303.7738	884.0047	1103.7924
p -valor	0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.0000***
Koenker-Bassett	7.3078	6.9360	2.7335	46.2872	13.2777
p -valor	0.1987	0.2254	0.7410	0.0000***	0.0209**
I de Moran	0.1860	0.1601	0.1285	0.3509	0.3725
p -valor	0.0002***	0.0000***	0.0095***	0.0000***	0.0000***
ML_p	4.2482	11.3103	14.4992	0.8065	0.0604
p -valor	0.0393**	0.0008***	0.0001***	0.0148***	0.0859*
ML_λ	2.2825	9.3730	0.0111	5.9402	0.8874
p -valor	0.1308	0.0022***	0.9160	0.3692	0.3462
Matriz W	$k1$	$k4$	$k1$	$k1$	$k1$

Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota1: Desvio-padrão entre parênteses.

Nota2: * Significativo a 10%; ** Significativo a 5%; *** Significativo a 1%.

Os testes de diagnósticos realizados – pelo teste Jarque-Bera – indicaram resíduos não normais. Foi visto também a presença de heterocedasticidade para o subperíodo de 2010/2019 e o período de 1980/2019, de acordo com a estatística de Koenker-Bassett.

A princípio, a estatística global de Moran indicou presença de autocorrelação espacial em todos os modelos. Essa informação foi corroborada após a aplicação de testes considerados mais específicos, como as versões robustas do multiplicador de Lagrange para a defasagem (ML_p) e para o erro autoregressivo (ML_λ). Portanto, com resíduos contaminados pela autocorrelação espacial, a interpretação dos coeficientes estimados de maneira padrão por MQO fica viesada.

Seguindo com o procedimento completo, foram realizadas novas estimações (Tabela 3). Os modelos dos tipos SAR foram responsáveis por corrigir os problemas da autocorrelação espacial e da heterocedasticidade, por meio de matrizes robustas de White. Esta Tabela 3 mostra que os impactos diretos, indiretos e totais de β foram estatisticamente significativos para todos os períodos considerados. Tal resultado sustenta a importância da cultura como fonte de renda aos produtores brasileiros, mesmo considerando os percalços existentes.

Após o aumento da convergência entre 1980/1989 e 1990/1999, percebe-se um movimento de desaceleração da produtividade, sobretudo, entre os subperíodos de 2000/2009 e 2010/2019. Tem-se o mesmo entendimento, analisando as velocidades de convergência na Tabela 3.

A desaceleração também é reforçada pelas *dummies* regionais. Tendo como base o subperíodo de 1990/1999, é possível observar a diminuição gradativa da magnitude de β , quando somadas às variáveis binárias. Examinando a última coluna da Tabela 3, percebe-se que, apesar de nacionalmente ainda haver convergência de produtividade no período 1980/2019, para as regiões Centro-Oeste e Sul, há traços de divergência.

Esses resultados foram similares aos encontrados por Gasques *et al.* (2016). Isso porque, para esses autores, os níveis da produtividade agrícola brasileira têm apresentado padrões de supostas desacelerações, devido à incidência de eventos climáticos extremos (secas, excesso de chuvas, enchentes, as geadas, dentre outros), que infligem perdas na produção. Alterações em políticas econômicas relacionadas ao setor, como em políticas de subsídios, investimentos em pesquisas e tecnologias, por exemplo, também podem impactar negativamente na produtividade.

Tabela 3 – Estimações com controles espacial e heterocedástico

	SAR ¹				
	1980/1989	1990/1999	2000/2009	2010/2019	1980/2019
Constante	0.0606** (0.0292)	0.1335*** (0.0333)	0.0517** (0.0248)	0.1230*** (0.0210)	0.0890*** (0.0219)
β	-0.7721*** (0.0323)	-0.8328*** (0.0301)	-0.7991*** (0.0246)	-0.1144*** (0.0223)	-0.0701*** (0.0264)
DCO	-0.0682* (0.0380)	0.0734** (0.0331)	-0.0014 (0.0258)	0.0284 (0.0239)	0.1126*** (0.0312)
DNE	-0.0433 (0.0306)	0.0537* (0.0278)	-0.0165 (0.0215)	-0.0019 (0.0204)	0.0568** (0.0250)
DS	-0.0214 (0.0339)	0.0296 (0.0305)	-0.0175 (0.0234)	0.0328 (0.0225)	0.1017*** (0.0279)
DSE	-0.0160 (0.0305)	0.0491* (0.0282)	-0.0033 (0.0213)	0.0192 (0.0202)	0.0776*** (0.0247)
WTX	0.0801*** (0.0206)	0.1785*** (0.0309)	0.0832*** (0.0175)	0.2088*** (0.0312)	0.2150*** (0.0318)
β Impactos²					
Direct	-0.7753*** [-22.7700]	-0.8382*** [-26.1457]	-0.8028*** [-33.7078]	-0.1176*** [-4.9305]	-0.0719*** [-2.7977]
Indirect	-0.0647*** [-3.9481]	-0.1756*** [-5.1133]	-0.0694*** [-4.2894]	-0.0272*** [-3.8418]	-0.0173** [-2.4766]
Total	-0.8400*** [-20.7531]	-1.0138*** [-21.4469]	-0.8722*** [-29.9932]	-0.1447*** [-4.8995]	-0.0892*** [-2.7774]
Estatísticas do modelo					
ML	1.8861	6.6257	0.0421	0.4016	2.2168
<i>p</i> -valor	0.1696	0.1005	0.8374	0.5263	0.1365
Velocidade de convergência					
	-0.0772	-0.0833	-0.0799	-0.0114	-0.0018

Fonte: Elaborado pelo autor.

Nota1: Desvio-padrão entre parênteses.

Nota2: Estatística Z entre colchetes

Nota3: * Significativo a 10%; ** Significativo a 5%; *** Significativo a 1%.

A perspectiva histórica também ajuda a explicar o comportamento da convergência da produtividade da cana brasileira. Em meados da década de 1980, dois foram os contratempos enfrentados pelos atuantes no setor canavieiro. O primeiro contou com crises existentes no setor do açúcar,

resultantes das variações de preço da *commodity* na época (1982 e 1983). Por sua vez, o segundo foi estabelecido a partir da terceira fase do programa Proálcool⁴.

Denominada como momento de desaceleração, princípio de crise ou desabastecimento, a terceira fase do Proálcool transcorreu entre os anos de 1986 a 1995. O fator que motivou todo o desenvolvimento do PNA e de sua tecnologia não estava mais contribuindo para a continuidade desse processo. Desse modo, a queda internacional do preço do petróleo (o preço do barril de óleo bruto caiu de US\$ 40 dólares para US\$ 20 dólares, aproximadamente), associada ao aumento da produção interna pela Petrobras (o Brasil havia descoberto grandes jazidas de petróleo, diminuindo o montante de importações), fez com que a preferência pelo etanol voltasse a ser debatida pelo país (BAER, 2009).

A queda do preço da gasolina foi acompanhada também pela desvalorização do preço do álcool no mercado interno. Na tentativa de ainda manter o etanol atrativo ao consumidor, o governo colocava o álcool a preços bem inferiores aos da gasolina, o que gerava necessidades cada vez maiores de subsídios para manutenção dos produtores no mercado devido aos baixos preços pagos; subsídios esses que não eram mais distribuídos com tanta facilidade.

O baixo preço do etanol, assegurado pelo governo em função da manutenção da competitividade frente à gasolina, fez com que a demanda pelo combustível nacional se mantivesse a mesma. O problema foi que a oferta não acompanhou a demanda devido ao desestímulo da produção por parte dos baixos preços pagos aos produtores. Esse contexto fez com que no final da década de 80 ocorresse a crise de abastecimento (MAGALHÃES *et al.*, 2011).

Para superar essa crise, de acordo com Oliveira (2002), o governo esforçou-se em abaixar a concentração de álcool anidro à gasolina de 22% para 18% e depois 13%. Não suficiente. Tentou, em seguida, introduzir o uso da mistura MEG (33% de metanol, 60% de etanol e 7% de gasolina), não obtendo o sucesso esperado, mas amenizando o problema.

Para Magalhães *et al.* (1991), além do fato de o governo ter optado por diminuir o montante de investimentos no Proálcool, visto o número de projetos que eram aprovados, ocorreu também uma perda na safra de 1986/87 de aproximadamente 1,3 bilhão na produção de cana-de-açúcar, no Centro-Sul, em virtude da ausência de chuvas no período.

Associado ao fator externo, a economia interna sentia alguns problemas ainda relacionados à crise do endividamento de 1983 (auxiliados pelo aumento da taxa de juros internacional e pela recessão mundial, principalmente, dos Estados Unidos). Giambiagi *et al.* (2011) comentam que, apesar do esforço para o controle da inflação – por meio de políticas fiscais e monetárias, que refletissem sobre a demanda agregada –, a economia brasileira caminhou para uma fase de estagnação.

Outro fator complicador foi a abertura comercial vivida no início da década de 90, que fez com que fossem importados veículos consumidores de gasolina ou diesel. Para não perder mercado, a indústria automobilística interna optou por alinhar-se de acordo com a produção internacional (uma vez que a produção nacional estava crescendo e exportar era preciso para aliviar o *déficit* da balança comercial). Por isso o motor à gasolina era mais vantajoso e a demanda internacional da época era por motores à gasolina e diesel.

Como fechamento dessa fase, o governo optou por desregulamentar o mercado de açúcar e álcool, deixando que a livre concorrência com suas variações de oferta e demanda determinassem o devido preço desses produtos (BELIK, 1998).

A partir de 1995 surge uma fase de redefinição do Proálcool, que vigora até o presente momento. Com a criação da tecnologia bicomcombustível ou *flex fuel*, estimulada pela maior conscientização mundial sobre a necessidade de reduzir a emissão de gases causadores do efeito estufa – Protocolo de Kyoto – o papel do etanol, antes estagnado, voltaria à tona com grande importância, tornando

4 Proálcool ou Plano Nacional do Álcool (PNA) foi um programa do Governo Federal, que visava reduzir a grande dependência brasileira do petróleo e de um dos seus principais derivados: a gasolina. Esse fato ocorreria através do desenvolvimento de modernas técnicas, que aperfeiçoariam insumos para a produção do etanol, desde 1975.

o Brasil centro de referência internacional para estudos de combustíveis, a partir do lançamento do carro *flex*, no ano de 2003.

Estimulado pelo cenário de elevação interna do consumo de etanol e pelo crescimento externo do consumo de açúcar em países emergentes, o setor realizou altos investimentos em suas safras, chegando ao auge da produção em 2007. Todavia, esses investimentos se tornariam endividamentos a partir da crise econômica de 2008. Dada a variação dos mercados internacionais, o açúcar, por ser uma *commodity*, foi impactado negativamente pela variação do preço do barril de petróleo, afetando consideravelmente o setor sucroalcooleiro brasileiro (NEVES *et al.*, 2014).

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O artigo em questão visou detectar a existência de convergência absoluta na produtividade média da cana-de-açúcar no Brasil. Os resultados proporcionaram evidências sobre a evolução da produtividade agrícola de tal cultura no país.

Em relação ao período base (1980/2019), foi visto que houve convergência absoluta da produtividade agrícola da cana. Assim sendo, pode-se dizer que a mesma está convergindo para a média, mesmo que a uma taxa considerada pequena.

Outro ponto que deve ser destacado diz respeito ao movimento de desaceleração da produtividade, sobretudo, entre os subperíodos de 2000/2009 e 2010/2019. Alterações em políticas econômicas relacionadas ao setor, bem como a incidência de eventos climáticos extremos podem estar afetando negativamente a produtividade média da terra em relação a cana-de-açúcar no Brasil. Esse resultado é reforçado pela avaliação das velocidades de convergência estabelecidas.

Por esta razão, no longo prazo, espera-se que com a reversão desse quadro as disparidades regionais existentes em relação à cana-de-açúcar possam diminuir; ou seja, que as microrregiões consideradas com menor produtividade cresçam mais, alcançando as que possuem maior produtividade.

Futuramente, pretende-se testar a presença a convergência β condicional para o setor, por intermédio da inserção de diferentes variáveis de controle como fatores edafoclimáticos, oscilação da demanda internacional da cana-de-açúcar, estoques de capitais físico e humano, dentre outras. Dessa maneira, com a expansão da análise, espera-se controlar a possibilidade de existência do viés de variável relevante omitida presente na β convergência absoluta.

REFERÊNCIAS

ALMEIDA, E. S.; HADDAD, E. A. MEECA: Um Modelo Econométrico Espacial Para Projeção Consistente de Culturas Agropecuárias. In: **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 42, n. 3, p. 507-527, 2004.

ALMEIDA, E. S.; PEROBELLI, F. S.; FERREIRA, P. G. C. Existe convergência espacial da produtividade agrícola no Brasil? In: **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 46, n. 1, p. 31-52, 2008.

ALMEIDA, E. S. In: **Econometria Espacial Aplicada**. Campinas, SP: Editora Alínea, 2012.

ANP – AGÊNCIA NACIONAL DO PETRÓLEO, GÁS NATURAL E BIOCOMBUSTÍVEIS. **Anuário Estatístico Brasileiro de Petróleo, Gás Natural e Biocombustíveis**, 2018. Disponível em: <http://www.anp.gov.br/images/central-de-conteudo/publicacoes/anuario-estatistico/2018/anuario-2018-versao-impressao.pdf>. Acesso em: 06 ago. 2019.

BAER, W. **A Economia Brasileira**. 4.ed. São Paulo: Editora Nobel, 2009.

- BARRO, R.; SALA-i-MARTIN, X. **Economic growth and convergence across the United States**. Cambridge: National Bureau of Economic Research, 1990.
- BARRO, R.; SALA-i-MARTIN, X. Convergence across the states and regions. In: **Brookings Papers on Economic Activity**, v. 1, n. 1991, p. 107-158, 1991.
- BARRO, R.; SALA-i-MARTIN, X. Convergence. In: **Journal of Political Economic**, v. 100, n. 2, p. 223-251, 1992.
- BAUMOL, W. J. Productivity growth, convergency, and welfare: What the long-run show. In: **American Economic Review**, v. 76, n. 5, p. 1072-1085, 1986.
- BAUMONT, C. **Spatial Effects in housing price models: do house prices capitalize urban development policies in the agglomeration of Dijon (1999)?** Mimeo., Université de Bourgogne, 2004.
- BELIK, W. Mudanças institucionais e seus impactos nas estratégias dos capitais do complexo agroindustrial canavieiro no centro-sul do Brasil. In: **Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural (SOBER)**, 36., 1998, Poços de Caldas, Minas Gerais, 1998.
- CASTRO, L. S.; ALMEIDA, E. S.; LIMA, J. E. A convergência espacial da produtividade de soja no Brasil: o caso das regiões Centro-Oeste e Sul. In: **Revista Espacios**, v. 36, n. 21, p. 1-20, 2015.
- CASTRO, L. S. Aspectos espaciais do leite brasileiro no século XXI. Congresso Brasileiro de **Economia e Sociologia Rural (SOBER)**, 58., 2020, Foz do Iguaçu, Paraná, 2020.
- EMBRAPA – EMPRESA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA. **Brasil, a doce terra – História do Setor**. Disponível em: https://www.agencia.cnptia.embrapa.br/Repositorio/historia_da_cana_000fh_c62u4b02wyiv80efhb2attuk4ec.pdf. Acesso em: 18 ago. 2019.
- FAO – FOOD AND AGRICULTURE ORGANIZATION OF THE UNITED NATIONS. **Statistics Division**, 2021. Disponível em: <http://www.fao.org/faostat/en/#data/QC>. Acesso em: 14 jun. 2021.
- FAN, S.; HAZELL, P.; THORAT, S. **Linkages Between Government Spending, Growth, and Poverty in Rural India**. Research report 110. International Food Policy Research Institute. Washington, D.C., 1999.
- FLORAX, R. J. G. M.; FOLMER, H.; REY, S. J. Specification searches in spatial econometrics: The relevance of Hendry's methodology. In: **Regional Science and Urban Economics**, v. 33, n. 5, p. 557-79, 2003.
- GASQUES, J. G.; BASTOS, E. T.; BACCHI, M. P. R.; CONCEIÇÃO, J. C. P. R. **Condicionantes da Produtividade da Agricultura Brasileira**, Texto para Discussão 1017, Instituto de Economia Aplicada, Brasília, 2004.
- GASQUES, J. G.; BACCHI, M. P. R.; RODRIGUES, L.; BASTOS, E. T.; VALDEZ, C. Produtividade da agricultura brasileira: A hipótese da desaceleração. In: VIEIRA FILHO, J. E. R.; GASQUES, J. G. (Orgs.) **Agricultura, transformação produtiva e sustentabilidade**. Brasília: Ipea, p. 143-163, cap. 5, 2016.
- GIAMBIAGI, F.; VILLELA, A. CASTRO, L. B.; HERMANN, J. **Economia Brasileira Contemporânea (1945- 2010)**. 2.ed. Rio de Janeiro: Editora Campus, 2011.
- JANVRY, A.; SADOULET, E, The global food crisis and Guatemala: what crisis and for whom. In: **World Development**, v. 38, n. 9, p. 1328-1339, 2010.

- LESAGE, J.; PACE, R. K. **Introduction to Spatial Econometrics**, CRC Press, 2009.
- LOPES, J. L. **Avaliação do processo de convergência da produtividade da terra na agricultura brasileira no período de 1960 a 2001**. 2004. 208 f. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo, Piracicaba, Brasil, 2004.
- LUCAS, R. On the mechanics of economic development. In: **Journal of Monetary Economic**, v. 22, p. 3-42, 1988.
- LUSIGI, A.; THIRTLE, C. Convergence of per capita incomes and agricultural productivity in thirty-two African countries. In: **Journal of International Development**, v. 10, n. 1, p.105-15, 1998.
- MAGALHÃES, J. P. A.; KUPERMAN, N.; MACHADO, R. C. **Proálcool: Uma Avaliação Global**. Rio de Janeiro: Editora Xenon, 1991.
- MANKIW, N. G.; ROMER, D.; WEIL, D. N. Contribution on the empirics of economic growth. In: **Quarterly Journal of Economics**. v. 107, n. 2, p. 407-35, 1992.
- NEVES, M. F.; TROMBIN, V. G.; KALAKI, R. B.; RODRIGUES, J. M.; GERBASI, T.; SIMPRINI, E. S.; GUINA, F. T. C.; ROVANHOL, P.; CONSOLI, M. H. **A dimensão do setor sucroenergético: mapeamento e quantificação da safra 2013/14**. Ribeirão Preto: Marcos Fava Neves, 2014. 46p.
- OLIVEIRA, J. A. P. The policymaking process for creating competitive assets for the use of biomass energy: the Brazilian alcohol programme. In: **Renewable & Sustainable Energy Reviews**, v. 6, n. 1-2, p. 129-140, 2002.
- PEROBELLI, F. S. ALMEIDA, E. S.; ALVIM, M. I. S. A.; FERREIRA, P. G. C. Produtividade do setor agrícola brasileiro (1991-2003): uma análise espacial. In: **Nova Economia (UFMG)**, v. 17, n. 1, p. 65-91, 2007.
- RAIHER, A. P.; OLIVEIRA, R. A.; CARMO, A. S. S.; STEGE, A. L. Convergência da Produtividade Agropecuária do Sul do Brasil: uma análise espacial. In: **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 54, n. 3, p. 517-536, 2016.
- ROMER, P. M. Increasing returns and long run growth. In: **Journal of Political Economic**, v. 94, n. 5, p. 1002-1037, 1986.
- SOLOW, R. M. A Contribution to the Theory of Economic Growth. In: **The Quarterly Journal of Economics**, v. 70, n. 1, p. 65-94, 1956.
- SOLOW, R. M. Technical change and the aggregate production function. In: **Review of Economic and Statistics**, v. 39, n. 3, p. 312-320, 1957.
- SUHARIYANTO, K.; THIRTLE, C. Asian agricultural productivity and convergence. In: **Journal of Agricultural Economics**, v. 52, n. 3, p. 96-110, 2001.

AGÊNCIAS, TÉCNICAS, CUSTOS E OFERTA DE ÁGUA EM COMUNIDADES RURAIS DE JANUÁRIA, SEMIÁRIDO DE MINAS GERAIS

Agencies, techniques, costs and water offer in rural communities of Januária, Semiarid of Minas Gerais

Gildarly Costa da Cruz

Engenheiro Agrícola e Ambiental. Mestre em Sociedade, Ambiente e Território pelo Instituto de Ciências Agrárias da Universidade Federal de Minas Gerais ICA/UFMG. Sala 2, Bloco B, Campus UFMG/Montes Claros, Avenida Universitária, 1.000. gc.cruz@hotmail.com

Eduardo Magalhães Ribeiro

Economista. Mestre e doutor em História pela Unicamp. Professor do Instituto de Ciências Agrárias da Universidade Federal de Minas Gerais ICA/UFMG. Sala 2, Bloco B, Campus UFMG/Montes Claros, Avenida Universitária, 1.000. eduardoribeiromacuni@gmail.com

Thiago Rodrigo de Paula Assis

Agrônomo. Mestre em Administração e doutor em ciências sociais em Desenvolvimento, Agricultura e Sociedade pela Universidade Federal Rural do Rio de Janeiro. Professor do Mestrado Profissional em Desenvolvimento Sustentável e Extensão pelo Universidade Federal de Lavras – UFLA. Departamento de Administração e Economia, Campus da UFLA, Caixa Postal 3037, Lavras – MG. thiagoassis@ufla.br.

Vanessa Marzano Araújo

Graduada em Ciências Econômicas. Mestre em Administração. Doutora em Economia pela Universidade Federal de Uberlândia. Professora adjunta da Universidade Federal de Minas Gerais/ Instituto de Ciências Agrárias. Sala 8, do prédio anexo ao CAAD. Campus UFMG/Montes Claros, Avenida Universitária, 1.000 – Bairro Universitário, Montes Claros – MG. vanessamarzano@gmail.com

Ana Jacqueline Sales Santos

Geógrafa. Mestre em Sociedade Ambiente e Território pelo Instituto de Ciências Agrárias da Universidade Federal de Minas Gerais ICA/UFMG. Sala 2, Bloco B, Campus UFMG/Montes Claros, Avenida Universitária, 1.000. ana.jack.sales@gmail.com

Resumo: No Semiárido do Norte de Minas Gerais, no Alto-Médio rio São Francisco, os “gerais” são chapadões arenosos de vegetação de porte baixo e veredas, marcado por baixa precipitação, altas temperaturas, regimes de chuvas irregulares e secas frequentes. Este artigo analisa a dinâmica das secas em duas comunidades rurais dos gerais, identifica as agências que mediam a oferta de água, as técnicas empregadas no abastecimento e estima os custos com provimento de água. Para alcançar esses resultados foram feitas consultas a documentos, entrevistas, medições de consumo e observações de campo no período 2017/2019, em estações secas e chuvosas. O artigo mostra que, apesar de anos seguidos de secas e “veranicos” prolongados, o arranjo para abastecimento doméstico baseado na combinação poço artesiano / cisterna de placa assegura à população rural níveis satisfatórios de consumo de água. No entanto, o arranjo não assegura abastecimento no longo prazo e há necessidade de ações sistemáticas das agências especializadas, estatais e da sociedade civil, para planejar o futuro.

Palavras-chave: agricultura familiar; Semiárido; programas públicos.

Abstract: in the semiarid of northern Minas Gerais, in the Upper Middle São Francisco River, the “gerais” they are sandy big stoners of low vegetation and paths, marked by low rainfall, high temperatures, irregular rainfall and frequent drought. This article analyzes the dynamics of droughts in two rural communities in the “gerais”, identifying the agencies that mediate the water offer, the techniques employed in the supply and estimating water provision costs. To achieve these results, consultations were made documents, interviews, consumption measurements and field observations in the period 2017/2019, in drought and rainy seasons. The article shows that, despite years of drought and prolonged “veranicos”, the arrangement for domestic supply based on the combination artesian well / plate cistern assures the rural population satisfactory levels of water consumption. However, the arrangement does not ensure long term water and there is need for systematic action by state agencies and civil society specializing in water supply.

Keywords: family farming; Semiarid; public programs.

1 INTRODUÇÃO

As chuvas que ocorrem no Semiárido brasileiro são distribuídas irregularmente no tempo e espaço, com precipitações médias anuais entre 200 e 800 milímetros. A irregularidade das chuvas provoca escassez de água e afeta a produção de alimentos. Além disso, ações antrópicas degradam o ambiente: reduzem a capacidade de infiltração da água no solo, provocam aumento da lixiviação e do escoamento superficial, reduzem a capacidade de recarga das fontes de água, que costumam ficar impróprias para consumo humano. Essas consequências se manifestam com intensidade variada nas diversas áreas do Semiárido; com isso, revelam diferentes efeitos das secas, diferentes efeitos das ações para convívio com o semiárido e diferentes soluções locais para mitigar os efeitos da falta de água.

A porção do Semiárido mineiro situada no Alto-Médio rio São Francisco e norte de Minas Gerais, denominada como “gerais” pela população do lugar, é uma paisagem formada por chapadões arenosos de vegetação de porte baixo, matas secas e veredas. Baixa precipitação, altas temperaturas e regime irregular de chuvas também são características dos gerais, que registraram secas frequentes ao longo da história. Para a população rural do lugar os efeitos das secas se tornaram mais sérios com a degradação ambiental acelerada pelas políticas de “modernização agrícola” adotadas a partir dos anos 1970, que afetaram os fluxos dos cursos d’água, a cobertura do solo e as áreas de recarga dos mananciais.

Neste cenário, a partir dos anos 1990 ganharam importância agências públicas, estatais e da sociedade civil, que criaram programas e disseminaram técnicas com o objetivo de atender a demanda crescente por água: cacimbas, cacimbões e barragens; depois caminhões-pipa, poços tubulares freáticos e artesianos; por fim, cisternas de captação de água de chuva para uso doméstico. E, para produzir alimentos estocando água das chuvas, entre outras técnicas, foram disseminadas barragens subterrâneas, barragens de perenização, grandes cisternas de placas e variedades vegetais adaptadas. Cada técnica apresenta resultado diferente, de acordo com ambiente, capacidade de organização da população, disponibilidade dos recursos hídricos, políticas públicas, agência mediadora, chuvas e dimensões das demandas por água.

Este artigo tem por objetivo investigar a dinâmica das secas em comunidades de agricultores familiares dos gerais, analisando a ação das agências que mediam a oferta de água e as técnicas empregadas no abastecimento, estimando volumes de oferta e custos com programas públicos de provimento de água. O artigo estuda o caso de duas comunidades rurais do município de Januária, Araçá e Onça. Ambas se localizam no vale do rio Peruaçu, afluente do São Francisco; porém, ficam em agroambientes considerados distintos pela cultura local: os “gerais” (formações associadas ao Cerrado) e a “mata” (formações associadas a mata seca ou Mata Atlântica).

Desde meados dos anos 1990 essas comunidades rurais enfrentaram dificuldades com abastecimento de água para uso doméstico e produtivo. As ações para regularizar o abastecimento oferecem um amplo quadro ilustrativo da criação de novas demandas por água que seguem a liquidação de fontes naturais. Mas a situação dessas comunidades também revela a importância dos programas públicos, que se materializam na ação especializada de agências governamentais e da sociedade civil. Nas duas comunidades o abastecimento de água passou a ser feito, como dizem os agricultores, por meio de “águas produzidas”: águas fornecidas pela ação humana por meio de equipamentos. Depois da década de 2000 as águas passaram a vir de poços artesianos e cisternas de placas que coletam águas de chuvas. No Araçá viviam 84 famílias em 2018, aproximadas 350 pessoas; em Onça, 27 famílias, estimados 120 habitantes.

O artigo história o tema das águas no Semiárido, em seguida descreve a metodologia de pesquisa; depois apresenta as instituições especializadas em abastecimento e suas técnicas; por fim, partindo de estimativas, analisa custos e capacidades de oferta de água segundo diferentes técnicas. O estudo busca, assim, dar bases para estimar custos e investimentos para o abastecimento de água no rural, avaliar métodos de intervenção e dimensionar a oferta de água “produzida” para famílias

rurais do Semiárido. Essas informações são fundamentais no planejamento do desenvolvimento e nos programas de convivência com o Semiárido.

2 SEMIÁRIDO, SECA E GERAIS NA LITERATURA

O Semiárido brasileiro é caracterizado pela “aridez do clima, pela deficiência hídrica com imprevisibilidade das precipitações pluviométricas e pela presença de solos pobres em matéria orgânica” (SILVA, 2006: p. 15). As chuvas irregulares são concentradas em poucos meses do ano, e o índice de evaporação atinge 3.000 mm/ano. As secas, frequentes, se originam da escassez de chuvas, mas também da sua distribuição irregular, das elevadas taxas de evapotranspiração e de fatores antrópicos e socioeconômicos (MALVEZZI, 2007).

Esses critérios fundamentam a delimitação oficial do Semiárido brasileiro. Há base técnica na demarcação, certamente; mas a técnica também delimita um território de exercício de poder, ao definir um conjunto peculiar de normas que fundamenta ações, restrições e benefícios (ALBUQUERQUE, 2001; ORTEGA, 2008). A SUDENE (Resolução nº 107/2017) demarcou sua área de ação – e, portanto, de poder – usando como critérios a precipitação média anual igual ou inferior a 800 mm, índice de aridez de Thorntwaite (relação entre a quantidade de chuva e perda de água pela evaporação e transpiração, ou seja, evapotranspiração potencial) igual ou inferior a 0,50, e, por último, risco de ocorrência de seca, estabelecendo uma porcentagem diária sem precipitações igual ou superior a 60% considerando todos os dias do ano. Segundo dados do Ministério da Integração Nacional (MIN, 2017), oficialmente o Semiárido brasileiro tem 1,03 milhões de quilômetros quadrados, compreendendo 1.262 municípios de Alagoas, Bahia, Ceará, Minas Gerais, Paraíba, Pernambuco, Piauí, Rio Grande do Norte e Sergipe, 12% do território do país e 27 milhões de habitantes.

Embora existam registros muito antigos de ocorrência, as secas do Semiárido passaram a ser tratadas como “problema” com a interiorização da população colonizadora que seguiu a expansão da pecuária bovina. Desde então foram retratadas por autores clássicos brasileiros, como Euclides da Cunha (1984), Josué de Castro (1946) e Manoel Correia de Andrade (1964), associadas ao rural – porque segundo Gomes (2001, p. 96) “antes de atingir a cidade, a seca devasta o campo” -, acompanhadas pela fome e, segundo alguns autores, pelas emigrações. As consequências sociais e políticas da inação levam os governos a intervir. Assim, transformada em problema social a partir do século XIX, a seca entrou na agenda de governos, foi registrada em documentos oficiais, e instituído o “combate às secas”: obras e distribuição de alimentos para evitar saques e rebeliões (FACÓ, 1963; ANDRADE, 1964; GOMES, 2001; SILVA, 2006).

As agências governamentais para “combate à seca” foram criadas no século XX. Em 1909 foi criado a Inspetoria de Obras Contra as Secas (IOCS), para implantar obras de infraestrutura - canais de irrigação, açudes, barragens e poços -, pesquisar clima, topografia e geologia nas áreas mais críticas. Este órgão, no entanto, foi criticado por investir em pesquisas em vez de conduzir ações de enfrentamento da seca. Por isso, foi substituído em 1919 pela Inspetoria Federal de Obras Contra as Secas (IFOCS), com mais recursos para obras contra a seca, principalmente irrigação. Mas, sem planejamento e obras, recebendo apenas recursos para emergências, o IFOCS ficou abandonado e, em 1945, deu lugar ao Departamento Nacional de Obras Contra as Secas (DNOCS), criado com objetivo de diversificar ações emergenciais e de assistência social, estimular açudagem, agricultura irrigada e obras (GOMES, 2001; SILVA 2006).

Finalmente, em 1959, foi criada a Superintendência de Desenvolvimento do Nordeste – (SUDENE), com o objetivo de promover o desenvolvimento do Semiárido, investindo em agricultura irrigada, reforma agrária, industrialização, pesquisas científicas e novas políticas para o Semiárido. Entretanto, durante a ditadura militar (1964/1985) o órgão perdeu autonomia e identidade regional, e passou reproduzir o estilo de industrialização do Sudeste (OLIVEIRA, 1977; ARAÚJO; OUTROS, 2010).

Embora a intervenção de governo tenha sido sempre justificada pelos danos da estiagem, as ações nem sempre atenderam aos interesses da população. Vários órgãos criados para o Semiárido passaram por desvios de função e/ou de recursos, que os autores associaram ao mandonismo, derivado do poder dos chefes locais, que se aproveitavam dos recursos nos períodos de seca. O mando dos coronéis se baseava em trocas de favores - nomeação de autoridades, captura da programas de distribuição de benefícios - e controle do eleitorado, e se tornou o principal instrumento para manter o clientelismo. Água, sapatos ou créditos eram usados nas barganhas da política; nas secas, água se transformava no principal recurso das trocas (MARTINS, 1981; GOMES, 2001; SILVA, 2006; MALVEZZI, 2007).

Mas, ao mesmo tempo em que eram criados órgãos públicos para “combater” a estiagem, emergiu uma abordagem social e missionária do assunto, esboçada inicialmente pela Igreja Católica no Semiárido. Na segunda metade do século XIX Padre Ibiapina percorreu Ceará, Piauí, Pernambuco e Rio Grande do Norte aconselhando a população a construir igrejas e casas de caridade, mas também cisternas, açudes e cacimbas para prevenir a seca (BEZERRA 2010). Desde os fins do século XIX, no Juazeiro do Norte, Padre Cícero instruía na religião, mas recomendava aos fiéis cuidar da água e produzir alimentos (FACÓ, 1963). Esse viés originariamente religioso amadureceu ao longo do tempo nos estudos de Gilberto Freyre (1951) e Guimarães Duque (2004), até ganhar corpo como proposição esposada por agências públicas de pesquisa e extensão: era necessário tomar providências para a seca que fatalmente viria, armazenando água, cultivando plantas adaptadas, ou seja: “convivendo” com a seca, conservando recursos de solo e vegetação, aproveitando as potencialidades do Semiárido, eliminando mediação política, mandonismo e clientelismo. Como seria impossível combater o clima e mudar a ecologia, era mais acertado transformar a especificidade do Semiárido em vantagens (SILVA, 2005; MALVEZZI, 2007; GUALDANI; SALES, 2016).

Essa concepção explica a formação da Articulação do Semiárido (ASA) no final dos anos 1990, rede de organizações da sociedade civil que promove ações sustentáveis de convívio com o Semiárido e responde às demandas por água. A principal iniciativa da ASA foi o “Programa de Formação e Mobilização Social para Convivência com o Semiárido: Um Milhão de Cisternas Rurais (P1MC)”, criado no início do ano de 2000, com a proposta de armazenar água da chuva captada dos telhados de casas rurais (ARAÚJO; OUTROS, 2010; ASSIS 2012; GOMES; HELLER, 2016).

Desse modo, as ações propostas para o Semiárido são orientadas por abordagens diferentes: “combater” ou “conviver” implicam em diferenças conceituais, políticas e técnicas. Seca é assunto central nessas abordagens. Mas, se assim são cobertas as principais demandas do Semiárido, isso não significa que toda a região seja atendida, pois existem muitas peculiaridades locais. Num estudo clássico, Manoel Correa de Andrade (1964) mostrou que no Semiárido há diversidade de oferta de água, que varia em função de especificidades, microclimas e agroambientes. Algumas áreas contam com rios perenes, brejos, abundância de águas; por isso os impactos das secas costumam ser muito diferentes, de acordo com a dotação de recursos naturais, ou da dimensão das ações antrópicas, ou do volume local de precipitações anuais. Desse modo, falta de chuvas não implica necessariamente em escassez de água para sustento doméstico e produção, e acontece de uma seca atingir uma área, mas não outra, às vezes próxima. Graças a essa diversidade, ao longo da história, em alguns lugares muitas vezes a seca foi branda, paliada ou até imperceptível.

Minas Gerais tem 91 municípios no Semiárido legal, parte deles no Norte de Minas. Nessa região, na transição entre Cerrado e Caatinga, fica a área denominada como “gerais”, ou “gerais de Januária”, na margem esquerda do Alto-Médio rio São Francisco, paisagem de planaltos de vegetação rasteira e porte baixo, com muitas nascentes, rios, brejos e veredas ocupadas por buritizais, solos de areias quartzosas, profundos e bem drenados. Gerais são propensos à erosão e lixiviação dos nutrientes, e têm baixa capacidade de armazenamento de água para as plantas. Os rios dos gerais são margeados por áreas de solo argiloso, fértil, coberto por árvores de porte elevado, que os moradores denominam como “mata”; embora sejam parte dos gerais, de acordo com a classi-

ficação local de ambientes as áreas de mata são diferentes de áreas de gerais (SPERA; OUTROS, 1999; BERNARDES, 1995; RIBEIRO, 2010).

A população rural do gerais se adaptou aos constantes períodos de seca: desenvolveu sistemas de produção e modo de vida peculiar. Nascentes de águas limpas eram destinadas ao abastecimento doméstico; no período de estiagem as águas de brejos, veredas e vazantes recuavam, deixando solo úmido e fértil para formar lavouras na estação seca. Na época da chuva eram cultivadas áreas de mata ou manchas de solos férteis, reconhecidas pelo porte da vegetação. Áreas em que o solo não era considerado próprio para agricultura se destinavam ao pastejo do gado, as “soltas”. (GALIZONI, 2005; SANTOS; OUTROS, 2010; MEDEIROS, 2011).

Nos anos 1970 os gerais passaram por violenta “modernização” agrícola. Associada à revolução verde, apoiada pelo Estado, essa política disseminou os plantios de eucaliptos, estimulou grandes projetos agropecuários, viabilizou o carvoejamento de mata nativa e financiou agricultura irrigada nos gerais de Januária. Esses programas trouxeram sérios prejuízos para o ambiente e as populações rurais. Além de inviabilizar práticas costumeiras de convivência com a natureza, privatizaram e limitaram o acesso da população aos recursos naturais, concentrando terras, afetando a economia da agricultura familiar e sua segurança alimentar (CORREIA, 1985; 2010; RODRIGUES, 2000; SANTOS; OUTROS, 2010; RIBEIRO, 2010).

Esse quadro passou a se agravar nos períodos de estiagem prolongada. Então, foi necessário criar ações para regularizar o abastecimento de água para a população rural, ganharam relevo as agências especializadas e a mediação para acesso à água. Em 2018, o efeito combinado de modernização, ações antrópicas e secas prolongadas no período 2011/2017 tornou mais difícil o abastecimento de águas nas comunidades rurais do gerais. É esse cenário crítico que este artigo analisa.

3 METODOLOGIA

Para compreender as demandas por água, a ação das agências que mediam a oferta de água, as técnicas empregadas no abastecimento e estimar os custos com programas públicos foi necessário, em primeiro lugar, revisar a bibliografia sobre Semiárido, estudos que investigaram secas, gerais e as ações que levaram ao agravamento das secas. Estes estudos foram essenciais para entender a situação pesquisada, os motivos que deram relevância à seca na segunda década do século XXI e as técnicas das intervenções. Estes autores informam o quadro teórico e metodológico deste artigo: fundamentam uma visão das peculiaridades do Semiárido e das medidas relacionadas às secas.

O trabalho de pesquisa começou em seguida, procurando montar um quadro diversificado das demandas por água baseado em (i) comunidades rurais situadas em ambientes considerados culturalmente como diferentes (“mata” e “gerais”), (ii) com experiências de uso de técnicas diversas para obtenção de água para abastecimento humano e produção de alimentos, e (iii) privadas de fontes naturais. A indicação das localidades foi feita pela Cáritas Diocesana de Januária, organização da Igreja Católica que atua nas comunidades rurais com tecnologias sociais de convívio com o Semiárido, que dispunha de informações sobre a situação de abastecimento rural, e sugeriu pesquisar Araçá (“mata”) e Onça (“gerais”) no vale do rio Peruaçu.

O primeiro passo na pesquisa de campo foi construir uma “amostra típica”: amostra intencional de agricultores conhecedores das comunidades (LAVILLE; DIONNE, 1999). Foram identificados em cada comunidade dois “conhecedores tradicionais” ou “especialistas” (BRANDÃO, 1986; POSEY, 2001) para serem entrevistados sobre história, programas públicos e acesso a água, fornecendo informações que orientaram a formulação de questionários de pesquisa; estes, compreendiam dados demográficos, produtivos, fundiários e por fim, relativos ao abastecimento e consumo de água. Os questionários foram elaborados, testados e aplicados às famílias.

As entrevistas feitas na seca de 2017 compreenderam 20% dos domicílios de Araçá e Onça. A amostra foi estratificada por grupos que resumiam características fundamentais da população

rural: domicílios com muitos e poucos moradores, com muita e pouca produção agropecuária, situados na proximidade ou a grande distância do poço artesiano comunitário. Depois de tabuladas, as informações dos questionários foram sistematizadas e os resultados debatidos em reuniões nas duas comunidades; os debates revelaram lacunas de informações, principalmente variações sazonais de atividades produtivas e demanda por água entre o “tempo da seca” e o “tempo das águas”. A oferta de água tende a ser maior no período chuvoso, quando os animais consomem menos, pois a água fica retida em poços naturais e “caldeirões” e frutificam espécies nativas, fonte importante de água e alimento. Além disso, a família tem a capacidade dinâmica de armazenamento de água de chuva como aliada.

Foi realizada, em seguida, uma rodada de entrevistas na estação “das águas” de 2017/2018, usando questionário restrito a lavoura, rotina familiar e consumo de água no tempo das chuvas. O questionário foi aplicado a um terço das famílias entrevistadas na primeira rodada em Araçá e a dois terços das famílias entrevistadas em Onça.

Concluída a pesquisa domiciliar e sistematizados os dados, foram feitos levantamentos sistemáticos sobre consumo médio domiciliar e pessoal. A média de água disponível por dia por domicílio e por morador - determinação do volume mínimo de água disponível nos oito meses sem precipitações, entre abril e novembro - foi calculada por estimativas indiretas, considerando a oferta do poço artesiano comunitário e cisternas de placas, e apenas na comunidade do Araçá, porque nesta a Associação registra as horas de funcionamento da bomba hidráulica, conhece as dimensões das caixas de água e da população total atendida. Como existem cisternas de placas em 86% dos domicílios, considerou-se esta fonte disponível para todas as famílias. Na comunidade de Onça não foi possível calcular as horas diárias de funcionamento da bomba do poço artesiano.

No cálculo da média de água disponível por domicílio não puderam ser computados vazamentos na rede, proximidade e distância do poço artesiano, e diâmetro da tubulação de entrada nas residências. A estimativa da média de água disponível teve também que omitir eventuais problemas técnicos que podem afetar a distribuição, como manutenção da bomba d’água, queda da oferta de energia e canos estourados. A quantidade de água que consomem os animais de pequeno e médio porte, como galinhas, cães, porcos e cabritos não pode ser dimensionada, e ficou diluída no consumo doméstico. O cálculo também não considerou as poucas fontes privativas de algumas famílias, como poços “amazonas”, cacimbas ou insurgências remanescentes de nascentes. Técnicas de captação de água das chuvas, cisternas calçadão e telhadão, também não foram consideradas, pois não são águas próprias para consumo humano e não estão disponíveis para a maioria da população das comunidades. O número de residentes consumidores foi estimado a partir da média de moradores por domicílio de Araçá na estação seca. Diferentes capacidades domiciliares de armazenamento de água - dadas pelas dimensões das caixas d’água privativas e indicadoras de concentração de água - também não foram consideradas no cálculo. A comunidade vizinha de Araçá, Olhos d’Água/Estiva, compartilha da água do poço artesiano, mas foi possível separar o tempo de funcionamento do poço para cada comunidade.

Enfim, o levantamento das agências que atuam com água nas comunidades foi feito por meio de entrevista. Cada uma das agências citadas foi procurada e entrevistada para descrever seus propósitos e métodos de trabalho com abastecimento.

Por fim, as estimativas de custos do abastecimento foram baseadas em informações dadas por agricultores, líderes de associações, gestores de bombas hidráulicas e, sobretudo, pelas agências que lidam com água. As pesquisas foram individualizadas por técnica, pois cada uma tem um modo de funcionar e planilha de custos própria. Quando foi necessário atualizar planilhas de custos já antigas, ou na dúvida sobre os projetos técnicos, recorreu-se a empresas e técnicos estabelecidos na região norte de Minas Gerais.

Os resultados do estudo estão apresentados a seguir.

4 RESULTADOS

4.1 Agências e técnicas

Nas últimas três décadas as comunidades de Araçá e Onça enfrentaram dificuldades com abastecimento de água. Na década de 1990 o nível do rio Peruaçu decresceu, afetando Araçá; a vereda que drenava a comunidade de Onça começou a secar, levando cada morador a fazer cacimba própria. Na segunda década do século XXI as águas do rio, da vereda e das cacimbas secaram de vez, comprometendo definitivamente abastecimento e produção. Essas comunidades cultivavam mantimentos - arroz, feijão e milho - nas vazantes ou nos “embrejados” do rio e da vereda. Os corpos d’água não resistiram às ações antrópicas que se juntaram às precipitações baixas e irregulares de 2012 a 2017, concentradas em poucos dias de poucos meses no ano; o período chuvoso se reduziu, aumentou o tempo do veranico, a seca de janeiro. O secamento dos corpos de água acabou com o cultivo nas várzeas - as lavouras “regadas” - e obrigou os produtores a reduzir a criação de animais. A sistemática de abastecimento mudou: acabou a “água natural”, e os agricultores passaram a usar, como dizem, “águas produzidas”. Desde então o abastecimento passou a ser mediado por agências públicas provedoras, órgãos estatais e da sociedade civil que implantaram técnicas próprias para assegurar a oferta de água.

Ao longo do tempo, alguns autores registraram essa mudança gradativa no abastecimento de água nos gerais de Januária. Em 2003, Flávia Galizoni (2005) e, novamente, em 2007 (GALIZONI; OUTROS, 2010) analisou o esgotamento das fontes naturais e as restrições de acesso à água em comunidades rurais; em 2007 Vanessa Araújo e outros (2010) examinaram as iniciativas de abastecimento; Thiago Assis (2012) em 2009 e Uendi Gomes e Leo Heller (2016) em 2010 analisaram a montagem do Programa Um Milhão de Cisternas Rurais (P1MC) na região. Esses estudos registraram o quadro gradativo de esgotamento do abastecimento por fontes naturais, a mobilização das populações rurais, a especialização das agências públicas e a adoção de técnicas de abastecimento. No estudo sobre escopo e técnicas das agências, Araújo e outros (2010) identificaram em Januária 9 agências públicas envolvidas em iniciativas para aumentar a oferta de água para abastecimento rural. Eram cinco estatais - Prefeitura Municipal, Empresa de Assistência Técnica e Extensão Rural (Emater/MG), Instituto Estadual de Florestas (IEF/MG), Companhia de Desenvolvimento do São Francisco e Parnaíba (Codevasf) e Ministério de Desenvolvimento Social (MDS), e quatro da sociedade civil: Associação Rio CAP, Associação dos Usuários da Subbacia do Rio dos Cochós (Assusbac), Articulação do Semiárido (ASA) e Cáritas Diocesana de Januária. As iniciativas reuniam organizações governamentais, não governamentais e associações comunitárias, com apoio de instâncias estaduais, federais e municipais, empregando dez técnicas: barragem de perenização, poço tubular, caminhão pipa, barragem subterrânea, barraginha, conservação de nascentes, cisterna de placa domiciliar, cisterna calçadão, barreiro trincheira e conservação de mata ciliar. Já em 2018, no cenário emblemático e mais restrito das comunidades de Araçá e Onça, o quadro se modificava um pouco. Agências e técnicas estão listadas abaixo.

4.1.1 Agências

Prefeitura Municipal de Januária, respondia pelo abastecimento emergencial com o caminhão-pipa quando falhavam as fontes disponíveis, ou quando estas não suportavam a demanda das épocas de estiagem. Além disso, a Prefeitura buscava recursos federais, estaduais ou emendas parlamentares para perfurar poços artesianos.

CODEVASF – Companhia de Desenvolvimento dos Vales do São Francisco e do Parnaíba – órgão federal que perfurou poços artesianos, implantou caixas para coletar água das chuvas e conduziu ações conservacionistas. Os poços artesianos de Onça (em 1996) e Araçá (em 1997) foram perfurados pela CODEVASF atendendo emenda do então deputado Cleuber Carneiro.

IDENE – Instituto de Desenvolvimento do Norte e Nordeste de Minas Gerais - órgão do Governo de Minas Gerais para desenvolvimento regional e assistência social, que perfurou poços artesianos, distribuiu caixas de coleta de água das chuvas e implantou barraginhas para retenção de águas na zona rural.

MDS – Ministério do Desenvolvimento Social, agência do governo federal que conduziu programas sociais e, em Januária, financiou o P1MC e o “Programa Cisternas nas Escolas”, executados pela Cáritas.

Programa Água Brasil, fruto de parceria entre instituições públicas e privadas (produtores rurais, empresas, ONGs e comunidades) com propósito de conservação ambiental, financiado pela Fundação Banco do Brasil, conduzido pela ong World Wide Fund for Nature (WWF) e Agência Nacional de Águas (ANA). Para regularizar o abastecimento de água o Programa criou o Projeto Peruaçu, gerido pela Cáritas Diocesana de Januária, que construiu caixas de captação de água das chuvas e barraginhas.

ASA – Articulação do Semiárido Brasileiro, rede de centenas de organizações da sociedade civil com objetivo de abastecer de água e mudar atitudes no Semiárido brasileiro. Criou programas de captação de águas de chuvas, P1MC (Programa Um Milhão de Cisternas Rurais) e P1+2 (Programa Uma Terra e Duas Águas) geridos pela Cáritas de Januária.

Cáritas Diocesana de Januária, agência da Igreja Católica para assistência e organização social, gestora de programas em parceria com órgãos estatais e da sociedade civil.

4.1.2 Técnicas de abastecimento

Poços artesianos: poços tubulares profundos que captam águas de aquíferos confinados. De acordo com Vasconcelos (2014), aqueles usados em Araçá e Onça são “poços tubulares artesianos não-jorrantes”, pois carecem de bombas para conduzir a água até a superfície.

Cisterna de placas: caixa de cimento de formato cilíndrico, semienterrada e ligada ao telhado da casa por calha que recolhe água de chuva, armazenando 16.000 litros; embora adotada por várias agências, o P1MC é o principal disseminador da técnica (ASSIS, 2012; GOMES; HELLER, 2016). Em Araçá e Onça as cisternas de placas foram construídas pelo Projeto Peruaçu (CÁRITAS, 2013), atendendo todas as residências cobertas por telhas de barro; como é vedada para telhados de amianto, algumas famílias não foram contempladas.

Cisternas calçadão e telhadão: caixas de cimento, cilíndricas, que armazenam água de chuvas destinada apenas para animais e produção de alimentos. Cisterna calçadão capta água pelo piso inclinado; telhadão capta por cobertura de telhas de amianto. Eram 17 dessas cisternas em Araçá e 5 em Onça, provenientes do P1+2, com capacidade para 75.000 litros.

Cisternas nas escolas: idênticas às anteriores, captam águas dos telhados das escolas para seu próprio uso e armazenam 52.000 litros; existiam duas dessas nas escolas da comunidade de Araçá, construídas pela Cáritas e financiadas pelo MDS.

Caminhões-pipa: caminhões acoplados com bombas hidráulicas e tanques de 7 a 12 mil litros usados para abastecimento emergencial, geralmente transportando água tratada; pertenciam e eram geridos pela Prefeitura Municipal de Januária.

Barraginhas: escavações circulares de 10 a 16 metros de diâmetro e 2 a 3 metros de profundidade, construídas em regos de enxurradas para conter o fluxo de água; evitam erosão e assoreamento, aumentam a infiltração e alimentam o lençol freático (BARROS, 2000).

Cacimbas: poços escavados em áreas úmidas, sem revestimento nas paredes, profundidade variável e diâmetro superior a 0,5 metro (VASCONCELOS, 2014). Na estação seca de 2017 restava apenas uma delas na Onça, usada para abastecer animais; era denominada pelos moradores como “cacimba”, “grota” ou “barraginha”.

Comparando dados de 2007 e 2018 percebe-se continuidade de agências e programas, com órgãos estatais e da sociedade civil buscando complementaridades e cristalizando parcerias especializadas, de longo prazo e grande alcance espacial para expandir o atendimento. Nota-se que ocorreu certa especialização por parte do governo de Minas Gerais, que concentrou ações de abastecimento no Idene, e era indiscutível a importância do governo federal na execução direta e no financiamento de iniciativas. E - um aspecto que merece destaque - é importante notar a expansão de programas locais capilares e sistemáticos, com foco nos pequenos corpos d'água, conduzidos em ampla parceria: nos registros da primeira década do século XXI, os programas dos rios Pandeiros e Cochós; em 2018, o rio Peruaçu. Essas iniciativas locais valorizam a proatividade das comunidades rurais, acumulam experiências no longo prazo e revelam o esforço para criar abordagens adaptadas para as situações particulares de cada pequeno rio. Assim, institucionalizaram um método inovador para lidar com demandas locais, que pressupõe participação comunitária e parcerias sólidas para manter programas duradouros focados nesses corpos d'água em situação crítica.¹

Percebe-se também que cada agência provedora de água se especializa numa ou em poucas técnicas, embora algumas - como poço artesiano e cisterna de placas - sejam adotadas por diversas agências. Adoção e a especialização na técnica dependem da orientação da agência, fundamentalmente da sua opção por “combate” ou “convívio” com a seca. E depende, igualmente, do volume de recursos que dispõe, das parcerias que constrói e, às vezes, da premência da demanda por água.

Além disso, é possível notar que algumas técnicas saíram do cardápio: barragem subterrânea não se revelou adequada aos solos dos gerais, e o barreiro trincheira não foi bem avaliado pelos produtores. Mas, do ponto de vista das técnicas, as diferenças entre 2007 e 2018 são maiores em ênfases e escalas que em diversidade. Em 2018 o uso de técnicas emergenciais era generalizado, decrescera a importância dos programas de conservação, e chamava atenção a ausência de inovações técnicas - o grosso do atendimento era baseado na multiplicação das cisternas de placas e no aperfeiçoamento da capacidade de abastecimento do poço artesiano.

4.2 Fontes de abastecimento

No final da década de 1990 o abastecimento de Onça e Araçá na seca passou a vir dos poços artesianos comunitários; a partir dos anos 2010, também das cisternas de placas. Em 2017/18 a principal fonte de água das comunidades eram os poços artesianos; todas as residências recebiam água encanada (Tabela 1). Para consumo doméstico, 85,71% (Araçá) e 87,50% (Onça) dos domicílios dispunham também de cisterna de placas para armazenar 16 mil litros de água de chuva destinados ao abastecimento humano: beber e cozinhar durante a estação seca. Efetivamente, as águas das cisternas de placas tinham outras serventias: abasteciam pequenas criações, irrigavam plantas frutíferas, pequenas hortas e plantas ornamentais, e principalmente eram armazenadas para emergências.

Tabela 1 – Principais fontes de abastecimento de água nas comunidades rurais de Araçá e Onça, Januária, em percentual de domicílios abastecidos, na estação seca de 2017

Comunidade	Poço artesiano comunitário (%)	Cisterna de placas (%)	Cisterna calçadão (%)	Cisterna telhadão (%)	Outras fontes (%)
Araçá	100,00	85,71	19,05	9,52	9,52
Onça	100,00	87,50	37,50	25,00	3,70

Fonte: pesquisa de campo, 2017

1 Manuel Correia de Andrade (1964) foi pioneiro ao perceber a diversidade de ambientes, regimes agrários e sistemas de produção do Semiárido; isso, segundo o autor, exigiria que as ações fossem adaptadas às situações peculiares. A criação de programas focados em pequenos corpos d'água é coerente com essa percepção, e representa guinada importante no estilo de programas criados para o Semiárido.

Nas duas comunidades existiam ainda as cisternas Calçadão e Telhadão que armazenavam água para irrigar hortas, frutas de quintal e criar pequenos animais. Atendiam 28,57% das famílias de Araçá e 62,50% de Onça, que as utilizavam apenas para essas finalidades. Além disso, na época das chuvas algumas famílias dispunham de cacimbas intermitentes. No Araçá 9,52% das famílias dispunham de poço artesiano privado e exclusivo, usado para abastecer animais e pequenas lavouras (Tabela 1).

Esses dados mostram que os programas públicos conseguiram universalizar o abastecimento de água nessas comunidades. Ofertavam águas de qualidade considerada boa, com custo tido como baixo, em volume aceito como suficiente e, principalmente de acesso facilitado, posta no próprio domicílio. Deste ponto de vista, os programas atendiam à população, atendendo às recomendações de respeito aos direitos humanos à água (ALEIXO; OUTROS, 2016). Este, certamente, foi um feito notável do Governo Federal e das ações coordenadas pela ASA, principalmente considerando os anos de chuvas muito irregulares. Os dados mostram, também, uma situação de estabilidade: o fim das fontes naturais e a exclusividade das águas “produzidas”; águas passaram a ser definitivamente mediadas por técnicas e agências públicas, que se incorporaram de vez ao cotidiano da população rural. Essa situação tem, simultaneamente, riscos e vantagem.

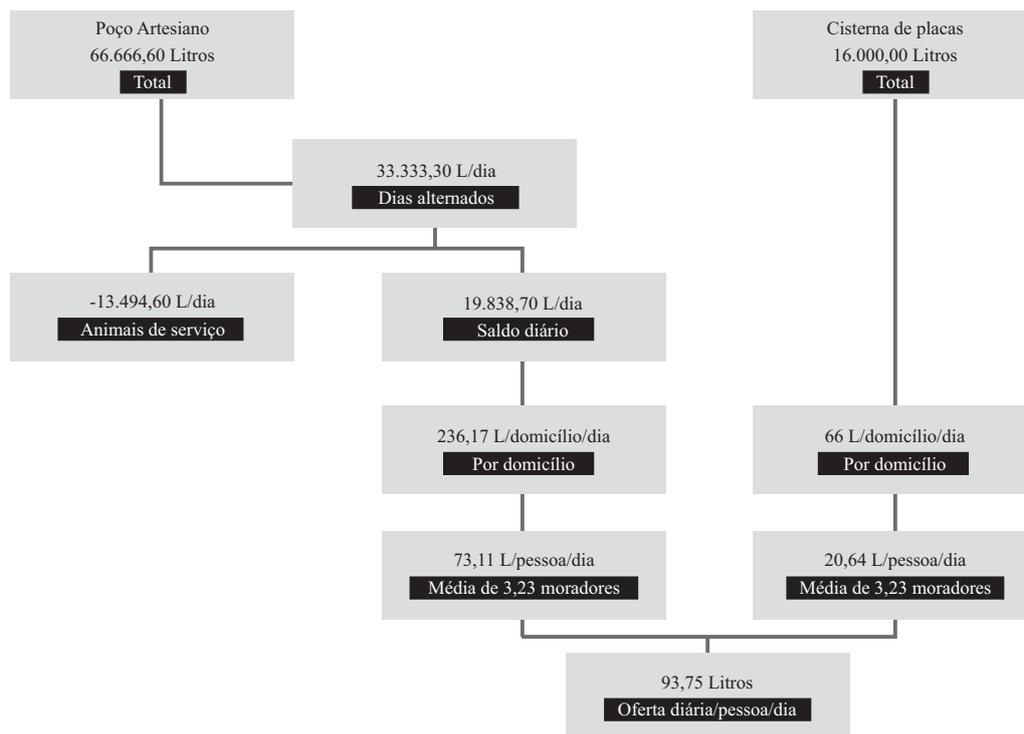
Um risco está na mediação, que, no Semiárido, foi historicamente clientelista, conforme notaram tantos autores, de Andrade (1964) a Gomes (2001), de Facó (1976) a Silva (2006); isso se manifestou por exemplo na mediação política da abertura do poço artesiano de Araçá. E risco, ainda, há na sustentação do abastecimento pelo poço artesiano, pois o volume da captação vem registrando por anos seguidos redução de vazão e secamento de poços. Alguns autores, entre eles Rebouças et al. (2002) e Cirilo (2008), apontaram os riscos do consumo intensivo e a tendência de esgotamento dos lençóis subterrâneos.

Mas a situação também traz vantagens, na medida em que as comunidades rurais aprendem a defender seus interesses, gerir equipamentos adquiridos com recursos públicos e negociar com organizações mediadoras. Assim, em duas décadas de aprendizado, conseguem gerenciar coletivamente os poços, partilhar suas despesas, planejar investimentos de melhoria, paliar a desigualdade da distribuição e, sobretudo, ganhar habilidade para conseguir mais programas, como o novo poço artesiano aberto pela CODEVASF para Araçá, e o Projeto Peruaçu, conduzido pela Cáritas.

4.3 A oferta de água

Na estação seca, em dias alternados, a bomba d'água do poço artesiano comunitário funcionava 10 horas ininterruptas para abastecer a comunidade de Araçá. A caixa de armazenamento e distribuição da água, com capacidade para 10 mil litros, ficava cheia depois de 1,5 horas de funcionamento da bomba. Assim, nas 10 horas, eram distribuídos 66.666,60 litros de água em dias alternados, ou 33.333,30 litros/dia. Nas unidades de produção correspondentes aos domicílios havia em média 3,19 cabeças de gado e 0,38 animais de serviço, totalizando 299,88 animais para os 84 domicílios da comunidade de Araçá. Segundo Galizoni et al. (2010, p. 254), na região uma cabeça de gado consumia em média 45 litros de água por dia; portanto os animais da comunidade consumiam média diária de 13.494,60 litros de água. Deduzindo este consumo do bombeamento médio diário do poço, havia um saldo de 19.838,70 litros de água/dia distribuídos entre 84 domicílios, ou 236,17 litros/domicílio/dia. Tendo cada domicílio em média 3,23 moradores, cada morador dispunha de oferta de 73,11 litros de água por dia (Figura 1).

Figura 1 – Diagrama da oferta diária de água na comunidade rural de Araçá



Fonte: pesquisa de campo (2018).

A outra fonte de água existente em 2017 na comunidade do Araçá era a cisterna de placas, que armazenava 16.000 litros para os 240 dias dos oito meses sem chuva, de abril a novembro. Assegurava oferta de 66,67 litros diários por domicílio, ou 20,64 litros por pessoa/dia.

Poço artesiano e cisterna de placas ofereciam na estação seca, na média, um mínimo de 93,75 litros de água por pessoa/dia para as necessidades de consumo humano, compreendendo usos domésticos diversos, usos de quintal (“molhação” de frutíferas, ornamentais e plantas de perto de casa, ou “de terreiro”) e abastecimento de animais domésticos de médio e pequeno portes: cães, gatos, galinhas, por exemplo.

O Sistema Nacional de Informações Sobre Saneamento (SNIS, 2016) indicava que o consumo médio de água da população urbana brasileira em 2015 foi de 154,10 litros por habitante/dia; no estado de Minas Gerais o consumo diário era de 155,20 litros por habitante/dia; na cidade de Januária o consumo médio diário era de 118,40 litros por habitante/dia (SNIS, 2013). Aleixo et al. (2016) apontaram que 69,40% dos domicílios pesquisados em comunidade rural do Ceará, no Nordeste brasileiro, recebiam menos de 50 litros per capita; dessa mesma população, 28,50% dispunham de menos de 20 litros/dia per capita. Silva (2017) encontrou média máxima de 50 litros/dia per capita no rural do Semiárido do Médio Jequitinhonha em 2016. Na própria área rural dos gerais de Januária em 2007, Galizoni et al. (2010) calcularam em 31,20 litros/dia per capita a oferta para consumo humano exclusivo – beber, cozinhar, banhar, lavar roupa e limpar a casa.

Assim, a oferta diária para moradores de Araçá, na estação seca, ficava próxima de 2/3 do consumo médio brasileiro e representava 80% do consumo médio urbano do município. No entanto, era praticamente o dobro do consumo observado no Jequitinhonha e no Nordeste, e pouco mais que o triplo do consumo médio em áreas críticas do rural de Januária. Nesses termos, representava uma posição de conforto relativo, embora deva ser ponderado que cálculos de média podem ocultar muita desigualdade na distribuição, em função por exemplo de capacidades diferentes de armazenamento e de proximidade com a bomba hidráulica.

4.4 Custos do abastecimento de água

Os poços artesanais comunitários do Araçá e da Onça abasteciam outras comunidades próximas. O poço de Araçá abastecia Olhos d'Água/Estiva, e o poço de Onça abastecia Lambedor, totalizando respectivamente 100 e 36 domicílios. O poço da comunidade de Onça tinha profundidade de 54 metros, 48 metros de revestimento, e vazão de 15.840 litros por hora. O poço de Araçá tinha 50 metros de profundidade, 20 metros de revestimento e vazão de 13.600 litros por hora, com rede de distribuição de 10.000 metros.

A maioria dos custos com estes poços foram pagos pela CODESVAF; em Onça os moradores arcaram com os custos da rede de distribuição, comprando canos de 25 milímetros de diâmetro, que mais tarde foram trocados por tubulação de 50 milímetros, conseguida por emenda parlamentar do deputado Paulo Guedes, que forneceu 3.850 metros de tubulação. Observa-se aqui, novamente, a importância da mediação política para o abastecimento de água, que é inclusive independente de partidos. Em Araçá a comunidade arcou com parte dos custos da instalação do poço, principalmente abrindo as valas da rede de distribuição.

Estimativa da CODEVASF para custos de poços comunitários perfurados em Januária entre 2014 a 2016 (Alegre 1, Alegre 2 e, novamente, Araçá), equipados com bomba submersa, quadro de comando e reservatório de 10 m³, em R\$ 57.238,56, R\$ 45.221,07 e R\$ 79.538,46 respectivamente. Assim, o custo médio do poço perfurado sob contrato de órgão público era R\$ 60.666,03. Acrescentam-se a estes os custos da tubulação de distribuição: 10 mil metros em Araçá, e em Onça 3,85 mil metros. A barra de cano de 6 metros de PVC custava R\$ 20,00 em 2018. Havia despesa variável para abastecimento de água: a energia elétrica, com gasto mensal médio de R\$ 1.500,00 em Araçá e R\$ 350,00 em Onça, que anualmente totalizariam R\$ 18.000,00 e R\$ 4.200,00. As duas comunidades só faziam manutenção do poço artesiano quando havia problema, chegando a passar um ano sem manutenção. Em Onça não havia necessidade de operador do poço artesiano; em Araçá este serviço era voluntário.

Assim, considerando que nas duas comunidades os serviços dos poços artesanais eram compartilhados com outras comunidades em 2018, os custos fixos desta fonte - abertura e instalação dos poços mais rede de distribuição - nessas comunidades foram estimados em R\$ 93.999,36 (Araçá/Olhos D'água/Estiva) e R\$ 73.499,36 (Onça/Lambedor). Silva (2017) estimou vida útil de 25 anos para um poço artesiano, considerando apenas a duração do equipamento utilizado - vida útil de bomba hidráulica, painel eletrônico, instalações e tubulações -, pois é impossível estabelecer a duração da oferta e a quantidade de água subterrânea que o poço artesiano assegura. Dividindo o custo total pela vida útil do poço, os custos fixos anuais seriam de R\$ 3.759,97 (Araçá/Olhos D'água/Estiva) e R\$ 2.939,97 (Onça/Lambedor).

Estes poços abastecem 100 domicílios nas comunidades de Araçá/Olhos D'Água/Estiva e 36 domicílios em Onça/Lambedor. Dividindo o custo total (custo fixo mais energia) anual por domicílio, estes valores seriam R\$ 217,59 por domicílio/ano (Araçá/Olhos D'Água/Estiva) e R\$ 198,33 por domicílio/ano (Onça/Lambedor). Considerando que em Araçá são 3,23 moradores por domicílio e em Onça 4,13, o custo médio anual total do poço artesiano por pessoa é de R\$ 67,36 (Araçá) e R\$ 48,02 (Onça). Por mês este custo per capita seria de R\$ 5,61 e R\$ 4,00 seguindo a mesma ordem dos dados apresentados (Quadro 1).

Quadro 1 – Custo total anual de poços artesianos em comunidades rurais selecionadas de Januária, 2018

Comunidades	Araçá / Olhos D'água / Estiva	Onça / Lambedor
Custo do poço (R\$)	60.666,03	60.666,03
Custo da tubulação (R\$)	33.333,33	12.833,33
Custo total do poço (R\$)	93.999,36	73.499,36
Vida útil (anos)	25	25
Custo fixo anual do poço (R\$)	3.759,97	2.939,97
Custo anual de energia elétrica (R\$)	18.000,00	4.200,00
Custo anual total do abastecimento pelo poço (R\$)	21.759,97	7.139,97

Fonte: SUDENE (1991).

A cisterna de placas para abastecimento humano armazenava 16.000 litros de água de chuva e custava R\$ 3.450,00 em 2017. Neste custo estavam inclusos pessoal, escavação, alimentação do pedreiro, combustíveis, materiais de construção e curso de capacitação em gerenciamento de recursos hídricos (GRH) para a família que recebia a cisterna. Em Araçá e Onça foram construídas 80 e 25 cisternas de placas, respectivamente. Os investimentos, a preços de 2017, foram de R\$ 276.000,00 em Araçá e R\$ 86.250,00 em Onça. Silva (2017) estimou a vida útil da cisterna de placas do P1MC em 30 anos. Considerando o custo da cisterna em relação à vida útil, o custo fixo anual era R\$ 115,00 por cisterna, sem considerar manutenção. Assim, o custo deste abastecimento para os domicílios seria R\$ 9,58 por domicílio/mês; por pessoa/mês esses custos seriam de R\$ 2,96 (Araçá) e R\$ 2,32 (Onça).

As despesas com as principais fontes de abastecimento de água por domicílio das comunidades (poço artesiano mais cisterna de placas) do Araçá e Onça chegavam a um custo total médio anual de R\$ 332,59 e R\$ 313,33, respectivamente. Por pessoa, este custo anual seria de R\$ 102,96 e R\$ 76,42 e por mês R\$ 8,58 e R\$ 6,36, na mesma ordem das comunidades.

No município de Januária em 2013, segundo o SNIS havia consumo médio diário por habitante de 3,55 m³ por mês ou 42,62 m³ por ano. De acordo com Silva (2017), a tarifa mínima de abastecimento residencial urbano em Minas Gerais em 2016 era de R\$ 2,19 por m³ ou R\$ 93,04 por pessoa/ano. Na comunidade do Araçá foi possível estimar a oferta diária média por habitante em 93,75 litros de água, ou seja 2.812,50 litros por mês ou 33,75 m³ por ano, com custo anual de R\$ 102,96. Para o morador urbano de Januária o montante seria de 42,62 m³ por ano com despesa anual de R\$ 93,04. O morador urbano médio consumia 8,85 m³ de água a mais por ano do que um morador médio do Araçá; mas o custo do morador urbano seria menor: pagaria tarifa mínima por metro cúbico, de R\$ 2,19, e o morador rural de Araçá teria o custo do metro cúbico da estação seca em R\$ 3,05, quase 50% a mais no preço. Se recebesse a mesma quantidade de água anual que um morador urbano de Januária, o morador de Araçá teria um custo de R\$ 130,00 por ano.

Segundo o Censo Demográfico do IBGE de 2010, Januária contava uma população rural de 24.141 habitantes. Se cada habitante do rural recebesse a mesma quantidade de água anual que um morador do Araçá, ou seja, 33,75 m³ por ano com custo de R\$ 102,96, ou custo de R\$ 3,05 por metro cúbico, o custo total do abastecimento anual estimado para esta população seria de R\$ 2.485.557,30. Se fosse estimada a mesma quantidade de água anual recebida por um morador urbano 46,42 m³, em relação ao custo-equivalente para um morador do Araçá, este custo total anual para a população rural seria de R\$ 3.138.330,00.

O abastecimento da população das comunidades rurais do Araçá e Onça vinha principalmente dos poços artesianos, complementados pelas cisternas de placas. Mas existiam ainda as cisternas Calçadão e Telhadão, ambas com custo individual de R\$ 14.920,00. Em Araçá existiam 17 dessas cisternas, e em Onça 5 delas. Consequentemente os investimentos do programa P1+2 nas duas comunidades foram de R\$ 253.640,00 e R\$ 74.600,00, respectivamente. A comunidade do Araçá contava ainda com duas cisternas escolares com investimento total de R\$ 29.840,00

Além dessas, existiam iniciativas que tinham por propósito revitalização do rio e conservação ambiental - as barraginhas. Entre 2013 e 2017 duzentas barraginhas foram construídas ou receberam manutenção, contemplando treze comunidades na bacia pelo Projeto Peruaçu. Essa ação custou R\$ 120.000,00, que distribuídos por 13 comunidades indicava investimento em conservação de águas no montante de R\$ 9.230,76 por comunidade, o que correspondia a aproximadamente 15 barraginhas.

O total dos investimentos de programas relacionados a água nas comunidades do Araçá e Onça, considerando poços artesianos, cisternas de 16.000 litros, Cisternas Telhadão e Calçadão, Cisternas nas Escolas e barraginhas, alcançou o montante de R\$ 662.710,72 (Araçá) e R\$ 243.580,12 (Onça), conforme a Tabela 3. Assim, o investimento referente à demanda por água nessas comunidades seria de R\$ 906.290,84 (Quadro 2).

Quadro 2 – Estimativa dos investimentos públicos totais relacionados ao abastecimento de água nas comunidades rurais do Araçá e Onça, Januária, 2018, em reais (R\$)

Comunidade	Araçá	Onça
Poço artesiano (*)	46.999,68	36.749,68
Cisternas 16 mil L	276.000,00	86.250,00
Cisternas P1+2	253.640,00	74.600,00
Cisternas nas escolas	29.840,00	-
Barraginhas de contenção	9.230,76	9.230,76
Total investido	615.710,44	206.830,44

Fonte: pesquisa de campo (2017/18).

Nota: * Considera-se metade do custo total observado, pois cada poço artesiano é compartilhado, em alternância diária, com outras comunidades rurais.

Por fim, ainda dois comentários devem ser feitos. Primeiro, que a maior parte desses investimentos foi feito pelo Governo Federal; apenas as barraginhas de contenção resultam de investimento da Fundação Banco do Brasil. Segundo, notar que existem grandes diferenças de custo, sustentação e capacidade de provimento entre os investimentos: os poços artesianos provêm grande parte do abastecimento com investimentos relativamente menores, mas sua durabilidade não é assegurada; as cisternas de placas, com grandes investimentos asseguram volume menor de água por toda sua vida útil, dependendo apenas de precipitações médias de 200 milímetros; barraginhas de contenção receberam poucos investimentos, mas embora não influam no abastecimento de água, são técnicas apropriadas para prover a água do futuro.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

No que diz respeito a água, as diferenças de origem cultural que existiam entre “mata” e “gerais” desapareceram na medida em que o abastecimento doméstico passou a ser feito com “águas produzidas”. A oferta passou a depender de mediação técnica e política, de equipamentos e da organização das comunidades para manter o sistema e as relações próprias e necessárias – com ongs, prefeitura e agências públicas. Mas percebe-se que o suprimento imediato de água foi, se não resolvido, pelo menos bem equacionado pelos programas públicos. Apesar dos anos de seca severa e veranicos alongados, o abastecimento baseado na combinação poço artesiano / cisternas de placa assegurou a essa população rural níveis de oferta próximos daqueles observados para populações urbanas e bastante superiores aos níveis observados no Nordeste, no próprio Semiárido dos gerais e no vale do Jequitinhonha.

Esta constatação destaca a importância de políticas públicas continuadas para regularizar o abastecimento de água em comunidades rurais, principalmente aquelas que foram privadas das fontes naturais de abastecimento. Os custos identificados, contínuos e relativamente elevados para o orçamento de uma prefeitura municipal, realçam a importância da priorização e da regularidade do investimento do Governo Federal.

Essas fontes de abastecimento doméstico não asseguravam apenas abastecimento; proporcionavam, também, um contributo forte para reduzir a penosidade do trabalho de captação de águas. Os dois sistemas de abastecimento propiciam regularidade na oferta, capacidade de armazenamento e acesso facilitado, contribuindo para eliminar o sobre trabalho, principalmente das mulheres, a quem toca prover a família de água na estação seca, em alguns lugares com imensos sacrifícios físicos.

No entanto, é preciso ressaltar que esse sistema de abastecimento dificilmente se sustentará com os mesmos níveis de oferta no longo prazo: o poço respondia por algo em torno de 80% do abastecimento doméstico. As agências ambientais e de provimento de água registram desde os anos 2000 o secamento, afundamento ou redução de fluxo de oferta de poços artesianos no norte de Minas Gerais; a resposta para o crescimento da demanda no curto prazo tem sido abrir novos poços, transformando o solo da região “numa peneira”, como resumiu um técnico do Instituto Mineiro de Gestão das Águas. É importante frisar que as soluções encontradas para regularização do abastecimento de água nessas comunidades são “possibilidades”, ou seja: alternativas para suprir uma demanda de água essencial para sobrevivência, que efetivamente são limitadas. Chama atenção, também, depois de mais de um século de esforços para “combate” e “convívio” com o clima do Semiárido brasileiro, o pequeno cardápio de alternativas e técnicas usadas para regularizar o abastecimento de água. Percebe-se que permanecia grande a importância da mediação política para assegurar o abastecimento de água, e que as principais fontes de Onça e Araçá vieram de atendimentos conduzidos por mandatos de deputados, de injunções com agências públicas e de tratos políticos relacionados ao abastecimento.

Por fim, é preciso destacar que a quantidade de água ofertada era insuficiente para produção de alimentos e criação de animais. Apesar deste montante não ter sido quantificado, o secamento das fontes naturais limitou atividades produtivas das famílias rurais. Como a quantidade ofertada de água para o abastecimento doméstico conseguiu suprir as necessidades cotidianas das famílias, principalmente nos períodos de seca, revelou-se um quadro de escassez relativa, com a produção de alimentos tendendo a ser a atividade mais prejudicada durante as longas estiagens.

REFERÊNCIAS

- ALBUQUERQUE, D. M. **A invenção do Nordeste e outras artes**. São Paulo/ Cortez; Recife/ Massangana, 2ª edição, 2001.
- ALEIXO, B.; REZENDE, S.; PENA, J. L.; ZAPATA, G.; HELLER, L. Direito humano em perspectiva: desigualdades no acesso à água em uma comunidade rural do nordeste brasileiro. **Ambiente & Sociedade**. São Paulo v. XIX, n.1, p. 63-82, jan.-mar. 2016. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1590/1809-4422ASOC150125R1V1912016>>.
- ANDRADE, M. **Terra e homem no Nordeste**. São Paulo, Brasiliense, 1964.
- ARAÚJO, V. M.; RIBEIRO, E. M.; REIS, R. P. Águas no rural do semiárido mineiro: uma análise das iniciativas para regularizar o abastecimento em Januária. **Organizações Rurais & Agroindustriais**, Lavras, v. 12, n. 2, p. 219-233, maio. 2010. Disponível em: <<http://www.spell.org.br/documentos/ver/3715/aguas-no-rural-do-semiarido-mineiro--uma-analise-das-iniciativas-para-regularizar-o-abastecimento-em-januaria>>.
- ASSIS, T. R. P. Sociedade civil e a construção de políticas públicas na região semiárida brasileira: o caso do Programa Um Milhão de Cisternas Rurais (P1MC). **R. Pol. Públ.**, São Luís, v.16, n.1, p. 179-189, jan./jun. 2012. Disponível em: <<http://www.periodicoeletronicos.ufma.br/index.php/rppublica/article/view/1189>>.
- BARROS, L. C. Captação de águas superficiais de chuvas em barraginhas. **Embrapa Milho e Sorgo**, Sete Lagoas, p. 16, 2000. Disponível em: <<https://www.embrapa.br/milho-e-sorgo/busca-de-publicacoes/-/publicacao/484688/captacao-de-aguas-superficiais-de-chuvas-em-barraginhas>>.

- BERNARDES, C. O gado e as larguezas do Gerais. **Estudos Avançados**, São Paulo, v.9, n.23, p. 33-58, abr. 1995. Disponível em: <<http://www.revistas.usp.br/eav/article/view/8846>>.
- BEZERRA, O. L. **Trabalho, pobreza e caridade**: as ações do Padre Ibiapina nos sertões do Nordeste. Natal. Tese (Doutorado em Ciências Sociais) – UFRN, 2010. Disponível em: <http://bdtd.ibict.br/vufind/Record/UFRN_f8d8b7f42017a7d068b29657d62a0868>.
- BRANDÃO, C. R. **O ardil da ordem**. Campinas, Papyrus, 1986.
- CÁRITAS. **Projeto Peruaçu**. Arquivo da Cáritas Diocesana de Januária, 2013 (manuscrito).
- CASTRO, J. **Geografia da fome**. Rio de Janeiro, O Cruzeiro, 1946.
- CIRILO, J. A. Políticas públicas de recursos hídricos para o semi-árido. **Estudos Avançados**. São Paulo, vol. 22, n. 63, p 61-82, jun. 2008. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1590/S0103-40142008000200005>>.
- CODEVASF. **Arquivo**. Poço artesiano perfurado na comunidade de Onça. Montes Claros, (manuscrito), 1996.
- CODEVASF. **Controle de processos de perfuração**. Montes Claros, (manuscrito), sem data.
- CORREIA, A. I. Januária. In: RIBEIRO, E. M (Org.). **Histórias dos gerais**. Belo Horizonte: Editora UFMG, p. 43-72, 2010.
- CORREIA, A. I. **Um lavrador no reino do latifúndio**. Petrópolis, Vozes, 1985.
- CUNHA, E. **Os Sertões**. São Paulo, Editora Três, 1984. Disponível em: <<http://www.dominiopublico.gov.br/download/texto/bv000091.pdf>>. Acesso em: novembro/2017.
- DUQUE, J. G. **O Nordeste e as lavouras xerófilas**. Fortaleza, Banco do Nordeste do Brasil, 2004. Disponível em: <<https://www.bdpa.cnptia.embrapa.br/consulta/busca?b=ad&id=425483&biblioteca=vazio&busca=autoria:%22DUQUE,%20J.%22&qFacets=autoria:%22DUQUE,%20J.%22&sort=&paginacao=t&paginaAtual=1>>. Acesso em: março/2018.
- FACÓ, R. **Cangaceiros e fanáticos**. 4ª. Edição. Rio de Janeiro, Civilização Brasileira, 1976.
- FREYRE, G. **Nordeste**. Rio de Janeiro, José Olympio, 1951.
- GALIZONI, F. M.; RIBEIRO, E. M.; NORONHA, A. B.; SILVESTRE, L. H.; REIS, R. P. Água dos gerais. In: RIBEIRO, E. M (Org.). **Histórias dos gerais**. Belo Horizonte: Editora UFMG, p. 235-260, 2010.
- GALIZONI, F.M. **Águas da vida**: população rural, cultura e água em Minas Gerais. Campinas. Tese (doutorado em Ciências Sociais) – IFCH/Unicamp, 2005. Disponível em: <<http://eds.a.ebscohost.com/eds/detail/detail?vid=1&sid=22f069b7-5129-4b6a-a308-f916df8d236a%40sessionmgr4006&bdata=Jmxhbm9cHQYnImc2l0ZT1lZHMtbG12ZSZzY29wZT1zaXR1#AN=unicamp.000334159&db=cat04198a>>.
- GOMES, G. M. **Velhas secas em novos sertões**. Brasília: IPEA, 2001.
- GOMES, U. A. F. HELLER, L. Acesso à água proporcionado pelo Programa de Formação e Mobilização Social para Convivência com o Semiárido: Um Milhão de Cisternas Rurais: combate à seca ou ruptura da vulnerabilidade? **Eng Sanit Ambient** | v.21 n.3, p.623-633. jul/set 2016. doi: 10.1590/S1413-41522016128417.
- GUALDANI, C.; SALES, M. Tecnologias sociais de convivência com o Semiárido e a racionalidade camponesa. **Sustentabilidade em Debate** - Brasília, v. 7, p. 86-99. Edição Especial, dez/2016. doi: 10.18472/SustDeb.v7n0.2016.18646.
- IBGE / **Censo Demográfico**, 2010.
- LAVILLE, C.; DIONNE, J. **A construção do saber**. Belo Horizonte, Editora UFMG, 1999.

- MALVEZZI, R. **Semiárido: uma visão holística**. Brasília: Confea, 2007. Disponível em: <<https://biblioteca.incaper.es.gov.br/busca?b=ad&id=6855&biblioteca=vazio&busca=projeto%20biomas&qFacets=projeto%20biomas&sort=&paginacao=t&paginaAtual=1>>.
- MARTINS, J. S. **Os camponeses e a política no Brasil**. 1981. Rio de Janeiro.
- MEDEIROS, C. P. **No rastro de quem anda: comparações entre o tempo do Parque e o hoje em um assentamento no noroeste mineiro**. Rio de Janeiro, Tese (Doutorado em Antropologia Social) – Museu Nacional/UFRJ, 2011. Disponível em: <<http://objdig.ufrj.br/72/teses/770234.pdf>>. Acesso em: novembro/2017.
- MINISTÉRIO DA INTEGRAÇÃO NACIONAL. **Semiárido Brasileiro**. Brasília, 29/09/2017. Disponível em > <http://www.integracao.gov.br/semiario-brasileiro>. Acesso em 09/03/2019.
- OLIVEIRA, F. **Elegia para uma re(li)gião**. Rio de Janeiro, Paz e Terra, 1977.
- ORTEGA, A. C. **Territórios deprimidos**. Campinas: Alínea, 2008.
- POSEY, D. A. Interpretando e utilizando a ‘realidade’ dos conceitos indígenas: o que é preciso aprender dos nativos? In: DIEGUES, A. C. e MOREIRA, A. C. C. **Espaços e recursos naturais de uso comum**. São Paulo, Nupaub/USP, p. 279-292, 2001.
- REBOUÇAS, A. C.; BRAGA, B.; TUNDISI, J. G. **Águas doces no Brasil**. 2a. Edição. São Paulo: Escrituras, 2002.
- RIBEIRO, E. M. (Org.). **Histórias dos gerais**. Belo Horizonte, Editora UFMG, 2010.
- RODRIGUES, L. Formação econômica do norte de Minas e o período recente. In: OLIVEIRA, M. F. M.; RODRIGUES, L. (Orgs). **Formação social e econômica do Norte de Minas**. Montes Claros, Editora Unimontes, p. 105-172, 2000.
- SANTOS, A. J.; SOUZA, J. B.; MATOS, J. G. R.; PACHECO, J. M.; VIANA, A. L. Terra, lavoura e criação no rio dos Cochos. In: RIBEIRO, E.M. (Org.). **Histórias dos gerais**. Belo Horizonte: Editora UFMG, p. 157-190, 2010.
- SILVA, R. M. A. **Entre o combate à seca e a convivência com o Semiárido: transições paradigmáticas e sustentabilidade do desenvolvimento**. Tese (doutorado) UnB, Brasília, 2006. Disponível em: <<http://repositorio.unb.br/handle/10482/2309>>. Acesso em: março/2017.
- SILVA, R. M. A. **Entre o combate à seca e a convivência com o Semiárido: transições paradigmáticas e sustentabilidade do desenvolvimento**. Brasília, Tese (Doutorado em Desenvolvimento Sustentável) – UnB, 2006. Disponível em: <<http://repositorio.unb.br/handle/10482/2309>>. Acesso em: março/2017.
- SPERA, S. T.; REATTO, A.; MARTINS, E. S.; CORREIA, J. R.; CUNHA, T. J. F. Solos arenos-quartzosos no Cerrado: características, problemas e limitações ao uso. **Embrapa Cerrados**. nº7, p 1-48. Planaltina, dez 1999. Disponível em: <<https://www.embrapa.br/busca-de-publicacoes/-/publicacao/555305/solos-arenos-quartzosos-no-cerrado-caracteristicas-problemas-e-limitacoes-ao-uso>>. Acesso em: abril/2018.
- VASCONCELOS, M. B. Poços para captação de águas subterrâneas: revisão de conceitos e proposta de nomenclatura. In: **Anais do XVIII Congresso Brasileiro de Águas Subterrâneas**. Belo Horizonte, 14 a 17 de out, 2014. Disponível em: <<https://aguassubterraneas.abas.org/asubterraneas/article/view/28288>>. Acesso em: fevereiro/2019.

INCENTIVOS FISCAIS PARA CONTRATAÇÃO DE PLANOS PRIVADOS DE SAÚDE SOB ENFOQUE DA TEORIA DOS JOGOS

Tax incentives for private health insurance based on game theory

Letícia Xander Russo

Economista. Doutora em Economia pela Universidade Estadual de Maringá (UEM). Professora da Universidade Federal da Grande Dourados (UFGD). leticiausso@ufgd.edu.br

José Luiz Parré

Engenheiro Agrônomo. Doutor em Economia pela Universidade de São Paulo (USP/Esalq). Professor da Universidade Estadual de Maringá (UEM). jlparre@uem.br

Resumo: No âmbito da saúde, há um intenso debate no que concerne ao financiamento do sistema público de saúde e, particularmente, às medidas de incentivo fiscal para a contratação de planos privados de saúde. O presente estudo aborda o tema do ponto de vista econômico, analisando se o subsídio fiscal possibilitaria economias ao sistema público, que excedam o seu próprio custo. Sob o enfoque da teoria dos jogos, o estudo objetiva analisar o ambiente de decisão do governo em adotar ou não medidas de incentivo fiscal para a contratação de planos de saúde empresariais. Para tanto, diferentes cenários foram analisados, considerando vários fatores, tais como o montante da renúncia fiscal, despesa adicional da empresa, benefício obtido pela empresa ao ofertar plano de saúde e a probabilidade de os indivíduos utilizarem o sistema público de saúde. Os resultados apontam que medidas de incentivo fiscal devem ser adotadas pelo governo apenas no cenário em que o montante da renúncia fiscal seja inferior ao gasto do governo para garantir serviços relacionados à saúde do público alvo da medida, considerando a probabilidade de utilizarem o Sistema Único de Saúde (SUS). Caso contrário, a estratégia do governo deve ser não adotar medidas de incentivo fiscal para contratação de planos privados de saúde.

Palavras-chave: Renúncia fiscal; Saúde Pública; Saúde Suplementar.

Abstract: In the field of public health, there is an intense debate on the financing of the public health system and, particularly, the tax incentives for private health insurance. The present study addresses the topic from an economic perspective, investigating whether tax subsidies would lead to savings in the public system that exceed their own cost. The article aims to analyze the government's decision to offer or not to offer tax incentives to firms that provide corporate health insurance plans based on game theory. Therefore, different scenarios were analyzed considering several factors, such as the amount of tax waiver, firm's spending, benefits obtained by the firms and the likelihood of individuals using the public health system. The results indicate that the government should offer tax incentive only in the scenario in which the amount of tax waiver is lower than the government spending to ensure access to health services of the target public, after considering the likelihood of using the Unified Health System (SUS). Otherwise, the government's strategy should be not to subsidize private health insurance.

Keywords: Tax Waiver; Public Health; Supplementary Health.

1 INTRODUÇÃO

Após trinta anos da Constituição de 1988, o Sistema Único de Saúde (SUS) ainda enfrenta desafios no que concerne à sua própria aceitação e a relação público e privado no sistema de saúde brasileiro (BAHIA; SCHEFFER, 2018). Diante da atual conjuntura de austeridade fiscal e aprovação da Emenda Constitucional no 95 (EC 95), em 2016, que estabeleceu limites para as despesas primárias da União, torna-se ainda mais relevante a temática de financiamento do sistema de saúde, caracterizado por um amplo conjunto de incentivos/subsídios fiscais e repasses de recursos públicos ao setor privado de saúde.

Políticas de renúncia fiscal têm um importante papel na economia, porém, devem ser adotadas com cautela. Quando deixa de arrecadar parte dos impostos, o Estado está realizando um gasto tributário. Esse tipo de medida envolve um desembolso implícito, mas tem o mesmo efeito nas contas públicas de um gasto direto (DAIN *et al.*, 2015; OCKE-REIS, 2018). Assim, a renúncia fiscal deve ser acompanhada de normas e práticas, que permitam o controle governamental, a fim de evitar uma situação regressiva nas finanças públicas em detrimento dos estratos superiores de renda (MARQUES *et al.*, 2016).

Em 2020, o gasto tributário federal com saúde foi de R\$ 55 bilhões, o que corresponde a 33% dos gastos totais com saúde no mesmo ano (RFB, 2020; SIOPS, 2021). A saúde é a função orçamentária que apresenta maior participação nos gastos tributários totais, tendo representado 13,9% do gasto total em 2006 e 16,65% em 2020. Tanto o gasto tributário em saúde quanto sua participação relativa têm sido crescentes nos últimos anos, indicando o aumento do uso de renúncia fiscal para o financiamento dos serviços de saúde (OCKE-REIS, 2018).

Há diversas justificativas para que países que não contam com um sistema universal de saúde adotem medidas de incentivos e subsídios fiscais para reduzir os gastos com saúde das famílias e empregadores. No entanto, em países com sistemas universais, como o Brasil, há controvérsias em relação à adoção de tais medidas (CHENG, 2014). Se por um lado argumenta-se que a renúncia fiscal do Estado estimula o mercado privado de saúde, atenuando as pressões de capacidade e de gastos do sistema público, por outro lado, argumenta-se que tais recursos deveriam ser alocados para o fortalecimento do SUS, ao invés de impulsionar o crescimento do mercado de planos privados e gerar uma situação de injustiça distributiva – uma vez que beneficia os estratos superiores de renda e uma atividade econômica lucrativa (CHENG, 2014; OCKE-REIS, 2018).

No Brasil, assim como em outros países com cobertura universal de saúde – tais como Austrália, Espanha e Reino Unido –, o sistema privado coexiste em conjunto com o sistema de saúde público (CHENG, 2014). Além de uma série de questões associadas ao subfinanciamento, torna-se mais complexo para o Estado a regulação de um sistema duplicado e paralelo, dado que o sistema privado oferta serviços de saúde já abrangidos pelo sistema público (OCKE-REIS, 2015).

A atual legislação brasileira permite que as empresas deduzam integralmente os custos com seguros e planos de saúde em favor dos empregados do Imposto de Renda da Pessoa Jurídica (IRPJ) optantes pelo Lucro Real. Além disso, a legislação permite deduzir gasto com a saúde da base de cálculo da Contribuição Social sobre o Lucro Líquido (CSLL). No entanto, persiste o impasse no entendimento acerca de tais medidas. Em anos recentes, dois projetos de lei – que abordam a renúncia fiscal como medida de incentivo ao investimento da empresa na saúde de seus funcionários – foram apresentados. Ambos os projetos previam um aumento no montante da renúncia fiscal e foram rejeitados. A Comissão de Finanças e Tributação rejeitou o Projeto de Lei (PL) 1914/11 e a Comissão de Assuntos Econômicos rejeitou o Projeto de Lei (PL) 193/10. Por outro lado, se discute a possibilidade de estabelecer um teto para a dedução dos gastos com saúde. Até o presente momento, não há limite para a dedução de gastos dessa natureza.

No Brasil, as discussões em torno dos incentivos fiscais em saúde centram-se, principalmente, no crescente custo dos serviços de saúde, decorrente do envelhecimento da população e a introdução de novas tecnologias, no financiamento do sistema público de saúde e no caráter distributivo

desses incentivos (BRASIL, 2019; OCKE-REIS, 2018; BARROS; PIOLA, 2016; BRASIL, 2013). No entanto, uma questão fundamental a ser analisada no âmbito da renúncia fiscal é se a adoção de tais medidas é justificável do ponto de vista econômico. Ou seja, se o subsídio fiscal possibilitaria economias ao sistema público que excedam o seu próprio custo.

Nesse sentido, Cheng (2014) avaliou a eficácia dos subsídios para contratação de plano de saúde na Austrália. As simulações realizadas mostraram que uma redução dos subsídios resultaria em uma economia líquida de recursos do Estado. Verificou-se que a economia de custos derivada da redução dos subsídios seria maior do que um potencial aumento dos gastos públicos com a saúde. Tal resultado foi impulsionado pela inelasticidade da demanda por planos de saúde.

Diante do exposto, o presente artigo busca contribuir com essa discussão a partir da teoria dos jogos. A análise consiste em modelar o comportamento estratégico dos jogadores, tendo como base a racionalidade no processo de tomada de decisões. Assim, o estudo objetiva analisar o ambiente de decisão do governo em adotar ou não medidas de incentivo fiscal para aquisição de planos de saúde empresariais sob o enfoque da teoria dos jogos. Para tanto, diferentes cenários foram considerados. O estudo aborda os planos empresariais, dado que estes representam a maior parcela dos beneficiários de planos privados de saúde no Brasil: em torno de 67% em 2018.

2 UMA BREVE DISCUSSÃO SOBRE O SETOR DE SAÚDE E INCENTIVOS FISCAIS NO BRASIL

2.1 O Público e o Privado na Saúde Brasileira

O Sistema Único de Saúde (SUS), criado em 1988, com a nova Constituição Federal, torna o acesso gratuito à saúde direito de todos os cidadãos brasileiros. Até então, o sistema de saúde garantia acesso à saúde pública apenas aos segurados pela previdência social, beneficiando os trabalhadores formais e seus dependentes, e incumbindo o restante da população a arcar com os custos de serviços de saúde.

Com isso, a partir da promulgação da nova constituição, o governo ampliou expressivamente o direito de acesso à saúde pública, passando de 30 milhões de pessoas para, atualmente, mais de 200 milhões de indivíduos. Para os sanitaristas, a universalização do direito à saúde foi uma grande conquista para a população brasileira. Maio e Lima (2009) apontam o surgimento do SUS como um êxito na perspectiva de política social, todavia, destacam os desafios enfrentados no seu processo de implementação, tanto na esfera teórica como na prática.

Conforme Grangnolati, Lindelow e Couttolenc (2013), estimava-se que, após a implantação do SUS, o sistema de saúde suplementar iria gradualmente reduzir sua importância, mas, ao contrário, esse tem se fortalecido ao longo dos anos. A cada ano é crescente o investimento privado em capacidade instalada e em despesas relacionadas à assistência à saúde, de modo que, mesmo atuando como suplementar ao sistema público, o sistema privado já ultrapassa o SUS nesses quesitos.

Quando comparado o gasto com saúde pública e privada com demais países, é notório a expressividade da saúde privada no Brasil. Em 2014, o gasto público representou 46% do total do gasto com saúde no Brasil. Isto é, a saúde privada correspondeu a 54% do total. Países da América do Sul, que não contam com um sistema universal de saúde, tiveram, em 2014, uma participação do gasto privado no total do gasto com saúde de 45% na Argentina, 29% no Uruguai e de 25% na Colômbia. Já países europeus apresentaram, em média, uma participação do gasto privado de 27% do gasto total com saúde em 2011. Nos Estados Unidos, país conhecido pelo seu sistema de saúde oneroso, a participação privada com saúde representou 51% do gasto total com saúde em 2014 (MELO, 2017).

Quando comparado o gasto com saúde como porcentagem do Produto Interno Bruto (PIB), o gasto privado com saúde permanece expressivo. Em 2014, o gasto público com saúde representou 3,8% do PIB, enquanto o gasto privado com saúde correspondeu a 4,5% do PIB. Outros países com sistemas universais de saúde – como França, Itália, Portugal, Espanha e Reino Unido – apresentam o gasto público com saúde como porcentagem do PIB superior ao gasto privado em saúde. Além disso, nesses países o gasto público com saúde como porcentagem do PIB foi substancialmente superior ao do Brasil, representando: 6,2% em Portugal; 6,4% na Espanha; 7% na Itália; 7,6% no Reino Unido; 9% na França em 2014 (FIGUEIREDO *et al.*, 2018).

Segundo Ocke-Reis (2015; 2018), tais distorções do sistema de saúde brasileiro, caracterizado por um sistema misto e duplicado, tendem a corroer a sustentabilidade do SUS e a segmentar o seu caráter único, uma vez que não fortalece a consolidação do SUS e não promove a equidade do sistema de saúde.

Em relação ao acesso à saúde, segundo pesquisa realizada com 1.500 indivíduos das 27 capitais brasileiras, em 2017, em torno de 45% dos brasileiros não possuíam plano privado de saúde e tinham acesso a serviços de saúde exclusivamente por meio do SUS. Desses, aproximadamente metade (51,4%) corresponde a indivíduos da classe C, D e E. Do restante, em torno de 30% possuíam plano privado de saúde – empresarial ou individual – e 25% não possuíam plano de saúde, mas pagavam por serviços particulares quando necessário (CNDL, 2018).

Ao analisar os gastos das famílias, segundo os décimos de renda, observa-se que, nas famílias de menor renda, os gastos com plano/seguro de saúde representaram uma parcela muito baixa dos gastos totais com saúde: em torno de 4,5% no primeiro décimo e 3,5% no segundo décimo. Nessas famílias, os gastos com saúde estavam concentrados em remédios, 79% do total do gasto com saúde no primeiro décimo e 76% no segundo décimo. Já nas famílias do último décimo, o gasto com plano/seguro de saúde correspondeu a 39% do total do gasto com saúde (MENEZES *et al.*, 2018).

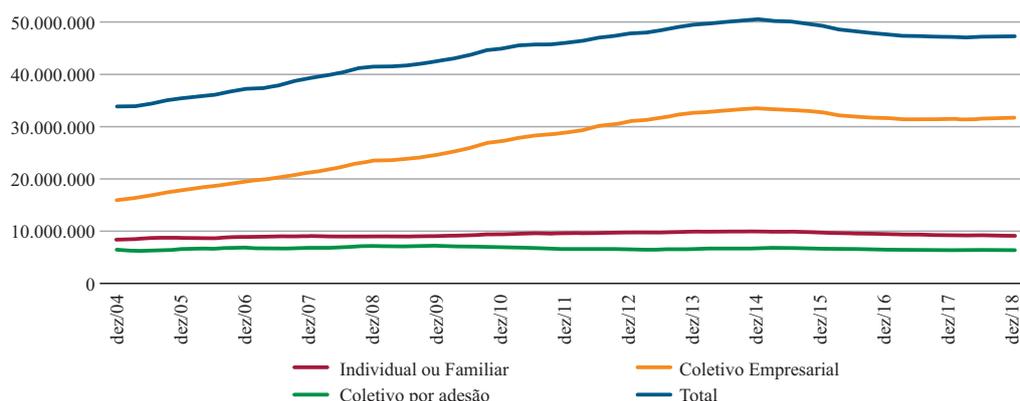
Outro ponto a destacar é que, embora 55% dos indivíduos tenham declarado utilizar serviços privados de saúde, muitos desses recorrem ao SUS mesmo pagando plano privado de saúde. Com base em informações de 2003, 10,7% das internações de pessoas com cobertura de plano de saúde tiveram como fonte de financiamento o SUS. Do mesmo modo, 11,0% dos demais atendimentos de pessoas, com cobertura de plano de saúde, também tiveram como fonte de financiamento o SUS (OLIVEIRA, 2009). Diversos serviços ofertados pelo SUS são utilizados por beneficiários de planos privados de saúde, tais como vacinação, urgência e emergência, banco de sangue, transplante, hemodiálise, serviços de alto custo e de complexidade tecnológica (OCKE-REIS, 2015).

Diante disso, Ocke-Reis (2015) destaca o paradoxo envolvendo o sistema de saúde brasileiro. Desde a sua criação, o SUS tem se fortalecido e se mostrado exitoso na oferta de vários serviços. Porém, parte das limitações do SUS é decorrente do baixo volume de recursos públicos. Assim, o autor evidencia a problemática, envolvendo políticas de renúncia fiscal, que reduzem os gastos com saúde dos estratos superiores de renda e dos empregadores, ao mesmo tempo em que o SUS tem de lidar com a restrição orçamentária. Nessa perspectiva, diante de um cenário de insuficiência de financiamento do sistema público, Menicucci (2009) aponta a dualidade da política de saúde no Brasil no tocante a incentivos fiscais.

2.2 Evolução dos Planos Privados de Saúde no Brasil e sua inelasticidade

No Brasil, o número de beneficiários de planos privados de saúde cresceu significativamente até o fim de 2014, apresentando queda nos anos subsequentes. Em 2018, 47,3 milhões de indivíduos possuíam plano privado de saúde, dos quais apenas 19% contrataram plano de saúde individual ou familiar. A maior participação corresponde aos planos coletivos empresariais, representando 67% e totalizando 31,7 milhões de beneficiários (Gráfico 1).

Gráfico 1 – Número de beneficiários de planos privados de assistência médica por tipo de contratação no Brasil, dez/2004-dez/2018



Fonte: ANS TABNET (2019).

Apesar da redução no número de beneficiários nos últimos anos, consequência da recessão e do aumento do desemprego no país, as operadoras de planos privados conseguiram manter sua margem de lucro líquido, permanecendo em torno de 4%. O faturamento com operações de planos de saúde totalizou R\$ 169,45 bilhões, no período de julho/2016 a junho/2017, representando um crescimento de 11,2% em relação ao período anterior. As despesas assistenciais apresentaram crescimento nominal semelhante (11%) quando comparado os dois períodos (ANS, 2017).

Essa pequena queda no número de beneficiários, apesar da situação econômica do país, deve-se ao caráter inelástico da saúde. Para o Brasil, Menezes *et al.* (2018) encontraram, a partir dos dados da POF de 2002-2003, que a elasticidade preço de plano de saúde é de -0,44, portanto, um serviço considerado inelástico. Estudos internacionais apontam que a elasticidade-preço da demanda por planos de saúde varia significativamente entre os países e a forma como o sistema de saúde é regulado. Para os Estados Unidos, estudos apontam uma baixa elasticidade-preço da demanda: entre -0,2 e -1,0. Já para Alemanha, a elasticidade ficou entre -0,6 e -4,2. Em países com sistemas de saúde duplicados, como Austrália, Espanha e Canadá, a elasticidade variou entre -0,11 e -0,6. O Chile, que também possui um sistema duplicado de saúde, apresentou uma elasticidade-preço de -1,57 (PENDZIALEK; SIMIC; STOCK, 2016).

A baixa elasticidade da demanda é apontada para diversos serviços de saúde. Ellis, Martins e Zhu (2017) estimaram as elasticidades-preço da demanda para os serviços da saúde nos Estados Unidos. Os autores utilizaram uma amostra de 171 milhões de pessoas/mês para o período de 2008 a 2014. Os resultados indicaram uma baixa elasticidade para consultas de prevenção (-0,02) e emergência (-0,22). Para consultas com especialistas e gastos com saúde mental e abuso de substâncias, verificou-se uma maior elasticidade: -0,44 e -0,26, respectivamente. Duarte (2012) encontrou resultados semelhante para o Chile, sendo os serviços eletivos (visitas domiciliares, psicólogo e fisioterapia) mais sensíveis aos preços. Já para serviços de saúde de urgência/semi-urgência, a resposta dos indivíduos aos preços foi menor.

2.3 Incentivos Fiscais

Os incentivos fiscais ou benefícios fiscais são compostos de desoneração tributária, benefícios financeiros, benefícios creditícios e benefícios tributários. Os benefícios tributários referem-se às medidas legais, que permitem a isenção ou redução das alíquotas de impostos que incidem sobre a receita, com a finalidade de beneficiar grupos, regiões ou setores econômicos. Em suma, a concessão de um benefício tributário está atrelada à renúncia fiscal e, portanto, perda na arrecadação.

O incentivo fiscal é definido como um estímulo concedido pelo governo em prol de viabilizar medidas de interesse econômico e social ao promover uma realocação de recursos pessoais e re-

gionais. Nesse sentido, é fundamental assegurar que tal incentivo seja um “indutor de comportamento”, ao atuar impulsionando as ações dos agentes, a fim de que a política atinja a finalidade proposta (SAYD, 2003). Desse modo, a renúncia fiscal deve sinalizar ações desejadas pelo governo, que, ao renunciar parte da arrecadação, espera fomentar determinado setor ou região.

Com isso, incentivos fiscais podem ser conceituados como um mecanismo adotado pelo governo de direcionamento de investimentos para os setores, que estimulam o desenvolvimento social e econômico. Alocação de recursos públicos não se caracteriza apenas por gastos diretos, mas importantes medidas advêm da renúncia fiscal, ou seja, gastos indiretos (SAYD, 2003).

Um ponto central das críticas direcionadas às medidas de benefícios e incentivos fiscais decorre das distorções de tais medidas, principalmente quanto à questão de se a mesma tem atendido ao que se propôs e beneficiado os grupos menos favorecidos, de modo que tais concessões não contribuam para aumentar ainda mais as distorções sociais e econômicas existentes.

Em específico para a saúde, segundo a legislação, tanto as pessoas físicas quanto as jurídicas podem deduzir integralmente as despesas com assistência à saúde e com planos privados de saúde. No caso das empresas, de acordo com o art. 134 da Instrução Normativa RFB no 1700, de 14 de março de 2017 (BRASIL, 2017), “consideram-se despesas operacionais os gastos realizados pelas empresas com seguros e planos de saúde destinados indistintamente a todos os seus empregados e dirigentes”, sendo que “o disposto neste artigo alcança os serviços de assistência médica, odontológica, farmacêutica e social”.

No Brasil, o Sistema Único de Saúde (SUS) é financiado pelas três esferas do governo: União, estados e municípios. Os subsídios fiscais em saúde reduzem a arrecadação do governo federal. Nesse sentido, tem-se a importância de o governo federal regular e avaliar tais medidas (OCKÉ-REIS, 2014).

Apenas em 2020, com a renúncia fiscal em saúde, o governo deixou de arrecadar R\$ 55 bilhões. Ao desagregar esse valor, as despesas médicas do Imposto de Renda Pessoa Física (IRPF) representaram 31% (R\$ 17,3 bilhões), medicamentos corresponderam a 24% (R\$ 13 bilhões), seguidos da assistência médica, odontológica e farmacêutica a empregados (Imposto de Renda Pessoa Jurídica - IRPJ), com 12% (R\$ 6,4 bilhões) em 2020 (RFB, 2020).

3 PROCEDIMENTO METODOLÓGICO

3.1 Teoria dos Jogos

A teoria dos jogos é um importante instrumento para modelar o comportamento estratégico entre dois ou mais agentes. Tendo como precursores Johan Von Neumann e Oskar Morgenstern, a teoria dos jogos busca determinar, sob os alicerces matemáticos e da racionalidade, a estratégia adotada pelos agentes que possa assegurar o melhor resultado do jogo e contribui ao apontar estratégias que não conduzirão a um bom resultado. Em seu livro, *Theory of Games and Economic Behavior* (1944), os autores fornecem interpretações para as escolhas racionais baseadas em modelos de jogos de estratégias, oferecendo ferramenta para análise de comportamentos sociais, econômicos e políticos.

Mas-Colell *et al.* (1995) define um jogo como uma situação na qual os indivíduos (jogadores) interagem na condição de interdependência estratégica, de modo que o bem-estar individual não depende apenas da sua própria ação, mas é dependente da escolha dos demais agentes envolvidos. Nesse sentido, a melhor estratégia de um jogador deve levar em conta a expectativa sobre o comportamento dos demais agentes (jogadores).

São elementos básicos de um jogo: i) Os jogadores; ii) as regras do jogo – quando cada jogador se movimenta e o que cada jogador conhece do jogo quando se movimenta; iii) os resultados – re-

sultados obtidos para cada possível conjunto de ações dos jogadores; iv) os *payoffs* – preferências dos jogadores sobre os possíveis resultados.

Um jogo pode ser representado matematicamente e graficamente. Formalmente, um jogo na forma extensiva (Γ_E) pode ser especificado por (MAS-COLELL *et al.*, 1995):

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

- Um conjunto finito de nós (\mathfrak{X}), um conjunto finito de possíveis ações (\mathfrak{U}) e um conjunto finito de jogadores $\{1, \dots, I\}$;
- Uma função $p: \mathfrak{X} \rightarrow \{\mathfrak{X} \cup \emptyset\}$, especificando um único antecessor imediato a cada nó x ; $p(x)$ não é vazio para todo $x \in \mathfrak{X}$, exceto para o nó inicial (x_0);
- Uma função $a: \mathfrak{X} \setminus \{x_0\} \rightarrow \mathfrak{U}$, especificando a ação que conduz para qualquer nó não inicial a partir de seu antecessor imediato $p(x)$;
- Uma coleção de conjuntos de informações (\mathcal{H}) e uma função $H: \mathfrak{X} \rightarrow \mathcal{H}$, atribuindo cada nó de decisão x a um conjunto de informação $H: (x) \in \mathcal{H}$;
- Uma função $\iota: \mathcal{H} \rightarrow \{0, 1, \dots, I\}$, atribuindo cada conjunto de informação em \mathcal{H} ao jogador que faz o movimento naquele conjunto;
- Uma função $\rho: \mathcal{H}_0 \times \mathfrak{U} \rightarrow [0, 1]$, atribuindo probabilidades para as ações dos conjuntos de informação;
- Uma coleção de funções de *payoff* $u \{u_1(\cdot), \dots, u_I(\cdot)\}$, atribuindo utilidade aos jogadores para cada nó terminal alcançado.

Uma forma resumida de apresentar o jogo é a forma normal (ou estratégica). Nessa forma, o jogo é apresentado diretamente em termos das estratégias e seus *payoffs*. A ideia é que cada estratégia dos jogadores conduza a um resultado. Sendo assim, é possível deduzir os *payoffs* de cada jogador para todas as estratégias delineadas no jogo. Formalmente, a forma normal (Γ_N) pode ser representada por

$$\Gamma_N = [I, \{S_i\}, \{u_i(\cdot)\}]$$

em que, considerando um jogo com I jogadores, é especificado para cada jogador i um conjunto de estratégias (S_i), com $s_i \in S_i$, e uma função *payoff* $u_i(s_1, \dots, s_I)$.

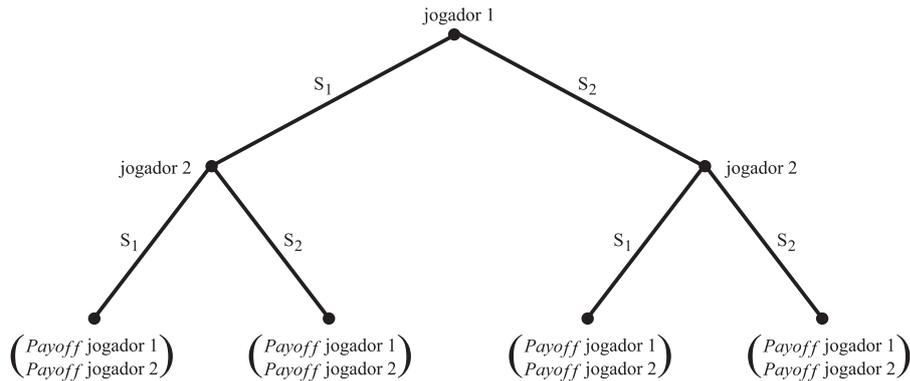
Dentro da teoria dos jogos, a solução para o jogo proposto é obtida pelo equilíbrio de Nash. Uma estratégia delineada $s = (s_1, \dots, s_I)$ constitui um equilíbrio de Nash, para um jogo na forma normal, se para cada $i=1, \dots, I$

$$u_i(s_i, s_{-i}) \geq u_i(s_i^l, s_{-i}) \quad \forall s_i^l \in S_i$$

No equilíbrio de Nash, a estratégia escolhida pelo jogador i (S_i), dada as demais estratégias s_i^l do jogador i , é a melhor resposta às estratégias de seus rivais (s_{-i}).

A Figura 1 representa o jogo na forma extensiva, conhecida como árvore de decisão. A forma extensiva retrata: quando os jogadores se movem; as ações que cada jogador pode adotar; o que os jogadores sabem quando se movem; os resultados de cada ação; os *payoffs* dos jogadores para cada resultado possível.

Figura 1 – Representação do jogo na forma extensiva



Fonte: Elaborado pelos autores.

O jogo (Figura 1) é constituído de dois jogadores (jogador 1 e jogador 2), sendo que cada jogador possui duas estratégias (s_1 e s_2). O jogo tem início com o jogador 1 e, em seguida, o jogador 2 escolhe entre uma das duas estratégias. Após o movimento do jogador 2, o jogo se encerra, representado na figura pelos nós finais. Cada nó final apresenta os *payoffs* recebidos pelos jogadores 1 e 2, definidos conforme a sequência de movimentos dos jogadores.

No caso de jogos dinâmicos, o conceito de Equilíbrio de Nash de jogos estáticos não é suficiente para solucionar o jogo. Para tanto, deve-se utilizar o Equilíbrio de Nash Perfeito em Subjogos (ENPS), conceito baseado no princípio de racionalidade sequencial. Esse princípio está relacionado com o procedimento de indução retroativa (*backward induction*). O Teorema de Zermelo estabelece que em todo jogo finito de informação perfeita pode ser derivado um equilíbrio de Nash em estratégia pura por indução retroativa.

O procedimento para identificar o ENPS em um jogo dinâmico finito segue quatro etapas: 1) Inicie no fim da árvore do jogo e identifique os equilíbrios de Nash para cada um dos subjogos finais; 2) Selecione um equilíbrio de Nash em cada um desses subjogos finais e derive o jogo extensivo na forma reduzida no qual estes subjogos finais são substituídos pelos *payoffs*, que resultam nesses subjogos quando os jogadores usam essas estratégias de equilíbrio; 3) Repita as etapas 1 e 2 para o jogo reduzido. Continue o procedimento até que todo movimento no Γ_E esteja determinado. Essa coleção de movimentos nos vários conjuntos de informação do Γ_E constitui um perfil de estratégias de ENPS; 4) Se não são encontrados múltiplos equilíbrios em qualquer passo desse processo, então, esse perfil de estratégias é o único ENPS. Já se múltiplos equilíbrios são encontrados, o conjunto total de ENPS é identificado ao repetir o procedimento para cada possível equilíbrio que poderia ocorrer para os subjogos em questão.

Em suma, a ideia de indução retroativa em jogos finitos com informação perfeita consiste em determinar primeiro o comportamento ótimo no fim do jogo e, então, determinar o comportamento ótimo nos movimentos anteriores do jogo. O procedimento é implementado usando jogos reduzidos.

3.2 Modelagem do Jogo do Incentivo Fiscal

O jogo formulado é um jogo dinâmico de informação completa e perfeita, com a presença de dois jogadores: governo (G) e empresas (E). O jogo segue dois estágios:

- (i) O jogo tem início com a decisão do governo de incentivar (I) ou não incentivar (I') as empresas a ofertarem plano privado aos seus funcionários por meio de incentivos fiscais.

- (ii) Em seguida, no segundo estágio, as empresas decidem se contratam plano privado de saúde (P) para seus funcionários ou não contratam plano de saúde (P'), tendo conhecimento da decisão do governo.

O *payoff* recebido pelo governo (ψ_G) e o *payoff* recebido pela empresa (ψ_E), ou seja, o resultado do jogo, é determinado da seguinte forma:

$$\text{Governo: } \psi_G = \lambda [\varphi (-c) + (1 - \varphi)(-\delta g)] + (1 - \lambda)[(1 - \varphi)(-\delta g)] \quad (1)$$

$$\text{Empresa: } \psi_E = \lambda [\varphi (-d + v + c) + (1 - \varphi)(-c)] + (1 - \lambda)[(\varphi (-d + v))] \quad (2)$$

O governo pode decidir incentivar (I) as empresas a ofertarem plano privado aos seus funcionários, com uma probabilidade λ ou não incentivar (I') com uma probabilidade $(1 - \lambda)$. Além disso, a empresa pode contratar plano de saúde (P) para seus funcionários com uma probabilidade φ , ou não contratar plano de saúde (P') com uma probabilidade $(1 - \varphi)$.

No caso do governo, se optar por uma política de incentivo fiscal, estará renunciando uma parte da contribuição fiscal (c). Já se o governo decidir não adotar uma política de incentivo fiscal, deverá arcar com os gastos com saúde (g) por meio do sistema de saúde pública para garantir serviços relacionados à saúde do público alvo da medida. Nesse caso, o gasto que o governo incorrerá com a saúde pública dependerá da probabilidade (δ) de tais indivíduos utilizarem o Sistema Único de Saúde, uma vez que uma parcela dos indivíduos pode optar por contratar plano privado de saúde e arcar com os gastos de saúde por conta própria. Isso se deve a inelasticidade da demanda em saúde. Parte da população escolhe utilizar o sistema privado de saúde devido ao menor tempo de espera, especialmente, para atendimento especializado e mais opções de profissionais (GALVÃO *et al.*, 2020; LEMÕES *et al.*, 2013).

Para a empresa, caso decida por contratar plano de saúde para seu quadro de pessoal, esta terá uma despesa (d) adicional, que consiste no valor do plano de saúde. Neste caso, se a estratégia adotada for oferecer planos privados, a mesma obtém algumas vantagens (v) ao proporcionar plano de saúde aos seus empregados. Essa vantagem é relacionada a maior produtividade e a menor rotatividade dos funcionários dentro da empresa. Em geral, medidas de saúde preventiva possibilitam maior assiduidade e melhor desempenho no trabalho. Além disso, há aumento da motivação dos trabalhadores e da satisfação por se sentirem valorizados. Assim, a escolha da empresa será determinada por uma relação de custo-benefício (MACHADO *et al.*, 2012).

A decisão da empresa leva em conta a estratégia do governo em adotar ou não uma política de incentivo fiscal. Caso o governo adote uma política de incentivo fiscal, as empresas podem deduzir parte das suas despesas com os planos de saúde da base de cálculo dos tributos.

Para simplificação do modelo, algumas hipóteses são consideradas:

- Não há diferença entre os serviços ofertados pelos setores público e privado de forma explícita. A preferência dos indivíduos foi captada pelo parâmetro δ , que é associado à (in)elasticidade da demanda.
- A contribuição fiscal aqui considerada se restringe ao montante da contribuição paga pela empresa e que o governo renunciaria caso optasse pela estratégia de incentivo a oferta de planos privados de saúde. Isto é, o montante não inclui a contribuição total da empresa.
- A análise não inclui um cenário de coparticipação entre empresa e funcionário das despesas do valor do plano de saúde. A empresa financia integralmente o valor do plano de saúde.

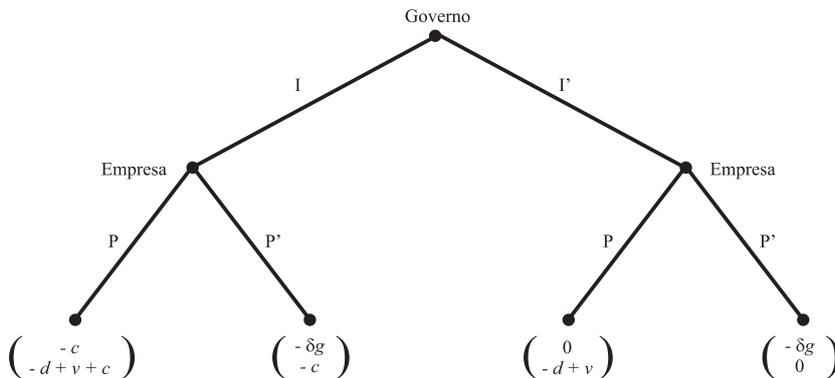
Além disso, com base na racionalidade dos jogadores, algumas suposições básicas são estabelecidas:

- v é exógeno. A vantagem obtida pela empresa por ofertar plano de saúde aos seus empregados é considerado um fator exógeno, ou seja, não é um fator determinado pela empresa.
- $v > 0$. A empresa sempre terá uma vantagem positiva ao optar pela estratégia de ofertar planos privados de saúde aos seus empregados. Essa vantagem é associada a maior produtividade e menor rotatividade dos funcionários da empresa.
- d é dado. O valor do plano privado de saúde é o valor médio de mercado.
- Há uma perda, $-c$, para a empresa que adota a estratégia de não ofertar planos privados de saúde aos seus funcionários quando a estratégia do governo é adotar uma política de incentivo fiscal, uma vez que a medida deve ser introduzida por outras empresas do mercado.

4 RESULTADOS

No primeiro estágio do jogo o governo decide adotar ou não a estratégia de incentivo fiscal, cabendo a este estabelecer o montante e como se dará tal incentivo caso decida pela política. Em seguida, a empresa, conhecendo a decisão do governo, decide a estratégia que adotará. A Figura 2 apresenta o jogo na forma extensiva e seus respectivos *payoffs*.

Figura 2 – Representação do jogo dinâmico entre o governo e empresas na forma extensiva



Fonte: Elaborado pelos autores.

O jogo é resolvido utilizando indução retroativa. A seguir, vários cenários são analisados.

i) Vantagem obtida pela empresa que contrata plano de saúde para os seus funcionários

A vantagem (v) que as empresas obtêm por contratar plano de saúde para os seus funcionários é uma variável chave para a resolução do jogo. No modelo, v é considerada exógena. Se a empresa considerar que não há nenhuma vantagem em contratar plano de saúde, ela só adotará como estratégia contratar plano de saúde caso a renúncia fiscal seja no montante das despesas da empresa com o plano. Caso contrário, a empresa terá como estratégia dominante P' , isto é, não contratar plano de saúde.

Sendo um valor positivo, três cenários são possíveis:

Para $v > d$

Nesse cenário, a empresa considera que contratar plano de saúde para seus funcionários resulta em uma vantagem significativa para a mesma, de tal modo que a empresa está disposta a arcar com toda a despesa advinda da contratação do plano. Assim, o Equilíbrio de Nash Perfeito em Subjogo (ENPS) é o governo não adotar uma política de incentivo fiscal e as empresas contratarem plano de saúde para seus funcionários (I', P).

Para $d > v > d - c$

Caso o governo adote uma política de renúncia fiscal, ainda que v seja inferior às despesas com plano, a empresa contratará plano de saúde se $v > d - c$. Nesse cenário, o ENPS depende do montante da renúncia fiscal (c) e do gasto que o governo incorrerá com a saúde pública multiplicada pela probabilidade de tais indivíduos utilizarem o Sistema Único de Saúde (δg). Se $c < \delta g$, o ENPS será (I, P). Já caso $c > \delta g$, o ENPS será (I', P').

Para $v < d - c$

Outro cenário possível é de $v < d - c$. A empresa adotará estratégia P apenas se $v > d - 2c$. Nesse caso, o ENPS será (I, P) ou (I', P'), dependendo da estratégia adotada pelo governo. Já se $v < d - 2c$, ainda que v seja positivo ($v > 0$), a empresa adotará a estratégia P' independente da estratégia adotada pelo governo, ou seja, ENPS será [(I, P'); (I', P')].

ii) Montante da renúncia fiscal

A política de incentivo fiscal adotada pelo governo, ou seja, a montante da renúncia fiscal, é de grande importância para a decisão das empresas e, portanto, para o resultado do jogo. Dois cenários são analisados.

Para $c = d$

Este cenário é improvável, pois o montante da renúncia fiscal (c) é igual às despesas da empresa com plano de saúde. Ou seja, o governo estaria subsidiando o valor integral do plano de saúde. O resultado é determinado por v . Para $v > d$, o ENPS será (I', P). Caso $v < d$, o ENPS será (I, P) se $c < \delta g$ e (I', P') se $c > \delta g$.

Para $c = d - v$

O ENPS é semelhante ao cenário anterior, ou seja, depende do montante da contribuição fiscal (c) que o governo está renunciando e dos gastos que ele incorrerá com a saúde pública referente à parcela da população que utilizará os serviços do SUS. Assim, se $c < \delta g$, o ENPS será (I, P). Se $c > \delta g$, o ENPS será (I', P').

iii) Elasticidade dos planos privados de saúde

Estudos empíricos apontam que a saúde tem caráter inelástico. Os subitens que compõem a saúde, como planos privados de saúde e medicamentos, também são bens/serviços inelásticos. Devido a isso, uma parcela considerável de indivíduos beneficiários de planos de saúde empresariais deve optar por arcar com os gastos de saúde por conta própria, ao invés de recorrer ao sistema público de saúde. Considerar a inelasticidade da demanda por plano privado de saúde é fundamental para determinar o ENPS. Nesse caso, deve resultar em uma baixa probabilidade (δ) de utilizarem os serviços do SUS.

O Quadro 1 apresenta um resumo dos resultados do jogo, considerando os diferentes cenários apresentados. Trata-se de um jogo sequencial em dois estágios com informação completa. Primeiro, o governo decide a estratégia que adotará. Em seguida, a empresa, conhecendo a estratégia adotada pelo governo, decide se contrata ou não plano de saúde para os seus funcionários.

Quadro 1 – Equilíbrio de Nash Perfeito em Subjogo (ENPS) em diferentes cenários

Variável	Cenário	ENPS	
v	$v > d$	(I', P)	
	$d > v > d - c$	$c < \delta g$	(I, P)
		$c > \delta g$	(I', P')
	$v < d - c$	$v > d - 2c$ e $c < \delta g$	(I, P)
		$v > d - 2c$ e $c > \delta g$	(I', P')
		$v < d - 2c$	(I, P'); (I', P')
$v > d$		(I', P)	
c	$c = d$	$v < d$ e $c < \delta g$	(I, P)
		$v < d$ e $c > \delta g$	(I', P')
	$c = d - v$	$c < \delta g$	(I, P)
		$c > \delta g$	(I', P')

Fonte: Elaborado pelos autores.

Como o jogo tem início com a decisão do governo, esse só adotará a estratégia de renúncia fiscal (I) caso o montante de renúncia fiscal (c) seja inferior ao seu gasto, a fim de garantir serviços relacionados à saúde desta parcela da população, dada a probabilidade de utilizarem o SUS (δg). Caso contrário, o governo não adotará a estratégia de renúncia fiscal (I').

Em dezembro de 2018, o valor médio dos planos coletivos com cobertura ambulatorial e hospitalar foi de R\$ 631,07 (ANS, 2019). No mesmo ano, o gasto público total com saúde foi de R\$ 760,01 por pessoa (SIOPS, 2021). No entanto, o gasto público com saúde engloba ações e serviços não cobertos pela atenção privada, tais como programas e ações de promoção e prevenção à saúde. Além disso, em sistemas duplicados de saúde, a população utiliza ambos os serviços, público e privado (OCKÉ-REIS, 2018). Nesse sentido, particularmente para sistemas duplicados (ou mistos), diante da combinação do uso simultâneo dos sistemas e a inelasticidade da demanda, torna-se pouco provável um cenário em que a melhor estratégia seja conceder incentivos fiscais, como apontado por Nicolás e Vera-Hernández (2008).

A empresa tem como estratégia dominante P, se $v > d$, independente da estratégia adotada pelo governo. Parte-se da hipótese de que a variável v é exógena, ou seja, é determinada fora da empresa. Chiavenato (2002) aponta a importância dos benefícios concedidos aos funcionários no ambiente organizacional. Os benefícios indiretos, que incluem também auxílio-creche, auxílio-alimentação, convênio com farmácia etc., são cada vez mais frequentes nas empresas, indicando um aumento no valor atribuído ao parâmetro. Outro ponto, inicialmente, a hipótese considerada foi de que a empresa arca com o montante total do plano de saúde dos funcionários. Todavia, um cenário de coparticipação das despesas do valor do plano de saúde entre empresa e funcionário, reduziria

as despesas (*d*) da empresa. Desse modo, o primeiro cenário do Quadro 1, que, inicialmente, era pouco factível, torna-se mais provável ao considerar coparticipação entre empresa e funcionário.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Embora o acesso à saúde pública seja universal no Brasil, a saúde suplementar cresceu significativamente durante anos, tendo o seu crescimento interrompido pela recessão econômica recente. O número de beneficiários do sistema de saúde privado – cerca de 23% da população, em 2018 –, evidencia a magnitude da saúde suplementar no país e denota a problemática na qual a saúde pública, formada por um sistema misto e duplicado, está envolta.

Sob o enfoque da teoria dos jogos, o estudo analisou o ambiente de decisão do governo em adotar ou não medidas de incentivo fiscal para a aquisição de planos de saúde empresariais, abordando diferentes cenários. Os resultados apontam que o governo deve considerar adotar medidas de incentivo fiscal apenas quando o gasto que ele despenderia – com atenção à saúde do público-alvo da medida, ou seja, trabalhadores formais – for superior à renúncia fiscal. A relação entre o gasto com saúde e a renúncia fiscal depende da probabilidade de tais indivíduos utilizarem os serviços do Sistema Único de Saúde.

Nesse sentido, considerar a inelasticidade da demanda por plano privado de saúde é fundamental para a determinação do ENPS. Diante do caráter inelástico dos planos privados de saúde, uma parcela significativa dos indivíduos deve permanecer como beneficiária dos planos privados, preferindo arcar com os gastos com saúde por conta própria ao invés de utilizar o sistema público de saúde.

É importante enfatizar que o estudo abordou o tema do ponto de vista econômico. No entanto, políticas de renúncia fiscal devem ser analisadas em distintos âmbitos, principalmente, por envolver um setor crucial, como o da saúde, e a limitação dos recursos públicos. Por fim, destaca-se que estudos futuros podem facilmente adaptar a modelagem elaborada do jogo, a fim de investigar medidas de incentivo fiscal para a contratação de planos individuais de saúde.

REFERÊNCIAS

ANS. Painel de precificação: Planos de saúde 2018. **Agência Nacional de Saúde Suplementar (ANS)**. Rio de Janeiro: ANS, 2019.

ANS. Prisma econômico-financeiro da saúde suplementar [recurso eletrônico]: 2^a trimestre de 2017. **Agência Nacional de Saúde Suplementar (ANS)**, v. 8, n. 2, 2017.

ANS. TABNET Infomações em Saúde Suplementar. Agência Nacional de Saúde Suplementar. 2019. Disponível em: http://www.ans.gov.br/anstabnet/cgi-bin/dh?dados/tabnet_br.def. Acesso em: jul. 2019.

BAHIA, L.; SCHEFFER, M. O SUS e o setor privado assistencial: interpretações e fatos. In: **Saúde Debate**, v. 42, n. 3, p. 158-171, 2018.

BARROS, M.E.D.; PIOLA, S.F. O financiamento dos serviços de saúde no Brasil. In: MARQUES, R.M.; PIOLA, S.F.; ROA, A.C. **Sistema de Saúde no Brasil: organização e financiamento**. Brasília: Ministério da Saúde; OPAS/OMS no Brasil, 2016.

BRASIL. **Financiamento Público de Saúde**. Série Ecos – Economia da Saúde para a Gestão do SUS. Brasília: Ministério da Saúde, 2013.

BRASIL. **Boletim mensal sobre os subsídios da União: deduções do Imposto de Renda Pessoa Física (IRPF) de despesas médicas**. Brasília: Ministério da Economia, 2019.

- BRASIL. **Instrução Normativa RFB nº 1700, de 14 de março de 2017**. Diário Oficial [da] República Federativa do Brasil, Poder Executivo, Brasília, DF: Ministério da Fazenda. Receita Federal do Brasil. 22 dez 2014, Seção 1, p. 17, 2017.
- CHENG, T. C. Measuring the effects of reducing subsidies for private insurance on public expenditure for health care. In: **Journal Health Econ**, v. 33, p. 159-79, Jan. 2014.
- CHIAVENATO, Idalberto. **Gestão de pessoas: O novo papel dos recursos humanos nas organizações**. 15. ed. Rio de Janeiro: Campus, 2002.
- CNDL. Gastos dos Brasileiros com Saúde. Confederação Nacional de Dirigentes Lojistas (CNDL), 2018. Disponível em: <https://www.spcbrasil.org.br/wpimprensa/wp-content/uploads/2018/02/An%C3%A1lise-Gastos-com-Sa%C3%BAde.pdf>. Acesso em: jul. 2019.
- DAIN, S. *et al.* **Regime Fiscal dos Estabelecimentos e Empresas de Planos e Seguros Privados de Saúde: Legislação fiscal, mensuração dos gastos tributários, relações com a política fiscal, impactos sobre a equidade e relações com a regulação**. 2015.
- DUARTE, F. Price elasticity of expenditure across health care services. In: **Journal of Health Economics**, v. 31, n. 6, 2012.
- ELLIS, R.P.; MARTINS, B.; ZHU, W. Health care demand elasticities by type of service. In: **Journal Health Econ**. Sep; 55, 2017.
- FIGUEIREDO, J. O. *et al.* Gastos público e privado com saúde no Brasil e países selecionados. In: **Saúde Debate**, v. 42, n. 2, p. 37-47, 2018.
- GRAGNOLATI, M.; LINDELÖW, M.; COUTTOLENC, B. **Twenty years of health system reform in Brazil: an assessment of the Sistema Único de Saúde**. World Bank, 2013. p.xiv, 112 pages.
- MACHADO, A. F.; ANDRADE, M. V.; MAIA, A. C. [Labor market structure and access to private health insurance in Brazil]. In: **Cad Saúde Pública**, v. 28, n. 4, p. 758-68, Apr. 2012.
- MAIO, M. C.; LIMA, N. T. [Forum: twenty years of experience and the challenge with the Unified National Health System. Introduction]. In: **Cad Saúde Pública**, v. 25, n. 7, p. 1611-3, Jul. 2009.
- MARQUES, R. M.; PIOLA, S. F.; OCKÉ-REIS, C. O. O financiamento do SUS numa perspectiva futura. In: MARQUES, R. M.; PIOLA, S. F. *et al.* (Ed.). **Sistema de Saúde no Brasil: organização e financiamento**. Rio de Janeiro (RJ), 2016.
- MAS-COLELL, A.; WHINSTON, M. D.; GREEN, J. R. **Microeconomic theory**. New York: Oxford University Press, 1995. p.xvii, 981 p.
- MELO, M. F. G. C. D. **Relações público-privadas no sistema de saúde brasileiro**. 2017. (Tese). Instituto de Economia, Universidade Estadual de Campinas, Campinas.
- MENEZES, T. *et al.* O gasto e a demanda das famílias em saúde: uma análise a partir da POF 2002-2003. In: SILVEIRA, F. G.; SERVO, L. M. *et al.* (Ed.). **Gasto e consumo das famílias brasileiras contemporâneas**. Brasília: IPEA, 2018. (ISBN 978-85-86170-85-0).
- MENICUCCI, T. M. [The Unified National Health System, 20 years: assessment and perspectives]. In: **Cad Saúde Pública**, v. 25, n. 7, p. 1620-5, Jul. 2009.
- NICOLÁS E VERA-HERNÁNDEZ. Are tax subsidies for private medical insurance self-financing? In: **Journal Health Econ**, v. 27, n. 5, 2008.
- OCKE-REIS, C. O. Gasto privado em saúde no Brasil. In: **Cad Saúde Pública**, v. 31, n. 7, p. 1351-3, jul. 2015.

OCKE-REIS, C. O. Sustentabilidade do SUS e renúncia de arrecadação fiscal em saúde. In: **Cien Saúde Colet**, v. 23, n. 6, p. 2035-2042, jun. 2018.

OCKE-REIS, C. O. Renúncia de arrecadação fiscal em saúde no brasil: eliminar, reduzir ou focalizar? In: MONASTERIO, L.M.; NERI, M.C.; SOARES, S.S.D. **Brasil em desenvolvimento**: estado, planejamento e políticas públicas. Brasília: IPEA, 2014.

OLIVEIRA, C. M. F. D. **Utilização de Serviços do Sistema Único de Saúde por Beneficiários de Planos de Saúde**. 2009. Dissertação. Escola Nacional de Saúde Pública Sergio Arouca Rio de Janeiro.

PENDZIALEK, J.B.; SIMIC, D.; STOCK, S. Differences in price elasticities of demand for health insurance: a systematic review. In: **Eur J Health Econ**. 17(1), 2016.

SAYD, P. D. **Renúncia Fiscal e Equidade na Distribuição de Recursos para a Saúde**. 2003. Dissertação (Mestrado). Escola Nacional de Saúde Pública, Fundação Oswaldo Cruz.

VON NEUMANN, J.; MORGENSTERN, O. **Theory of games and economic behavior**. Princeton: Princeton University Press, 1944. p.xviii, 625 p.

PRICE INTERDEPENDENCE IN THE INTERNATIONAL AND BRAZILIAN BEEF CATTLE MARKET¹

Mercado internacional e brasileiro de bovinos de corte: interdependência de preços

Odilon José de Oliveira Neto

Administrador. Doutor em Administração de Empresas. Professor Adjunto de Finanças na Universidade Federal de Uberlândia (Campus Pontal). UFU/FACES (Campus Pontal), Rua 20, nº 1600, Bairro Tupã, Ituiutaba – MG, CEP: 38304-402. professorodilon@gmail.com

Reginaldo Santana Figueiredo

Engenheiro de Materiais. Doutor em Economia da Indústria e da Tecnologia. Professor na Universidade Federal de Goiás. Escola de Agronomia, Av. Esperança s/n, Campus Samambaia, Goiânia - GO. CEP 74690-900. emaildesantana@gmail.com

Alcido Elenor Wander

Engenheiro Agrônomo. Doutor em Ciências Agrárias. Pesquisador da Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (Embrapa). Embrapa Arroz e Feijão, Rodovia GO-462, Km 12, Santo Antônio de Goiás – GO, CEP 75375-000. alcido.wander@embrapa.br

Abstract: The objective of this study is to verify the interdependence and asymmetry in price transmission between the main Brazilian and international slaughter beef cattle markets. We opted for causality and cointegration tests, and application of a multiple regression model to analyse the asymmetry in price transmission between the main Brazilian and international markets. The results showed that there is an interdependent relationship between the prices of live cattle in the Brazilian market and the prices of beef cattle in international markets. However, the direction of transmission between them is significant only from the prices of live cattle in the main Brazilian markets to the prices of beef cattle in international markets.

Keywords: Tax Waiver; Public Health; Supplementary Health.

Resumo: Este estudo tem por objetivo principal verificar a interdependência e a assimetria na transmissão de preços entre os principais mercados brasileiros e internacionais de bovinos de corte em ponto de abate. Optou-se por testes de causalidade e de cointegração, e aplicação de um modelo de regressão múltipla, que permitisse analisar a assimetria na transmissão de preços entre os principais mercados brasileiros e internacionais. Os resultados da pesquisa apontaram que existe relação de interdependência entre os preços do boi gordo no mercado brasileiro e os preços dos bovinos de corte nos mercados internacionais. Porém, a direção da transmissibilidade entre eles é significativa tão-somente dos preços do boi gordo nas principais praças brasileiras para os preços dos bovinos de corte nos mercados internacionais.

Palavras-chave: Assimetria na transmissão de preços; Bovinos de corte; Mercado internacional e brasileiro; Transmissão de preços.

¹ The research received financial support from the CNPq-Brasil (Process: PDJ 150870/2018-3 and Process: APQ 409560/2018-9) and from FAPEMIG (Process: APQ 02341- 17) and scientific and technological support from the Center for Studies and Research in Administration and Accounting Sciences Universidade Federal de Uberlândia (NEPACC-CTINFRA II-UFU/FACES). Translation to Portuguese: “A pesquisa recebeu apoio financeiro do CNPq-Brasil (Processo: PDJ 150870/2018-3 e Processo: APQ 409560/2018-9) e da FAPEMIG (Processo: APQ 02341- 17) e apoio científico e tecnológico do Núcleo de Estudos e Pesquisas em Administração e Ciências Contábeis da Universidade Federal de Uberlândia (NEPACC-CTINFRA II-UFU/FACES).”

1 INTRODUCTION

Price transmission has often been assessed in agricultural commodity markets. Numerous studies have raised this issue with the intensification of trade relations between agents from various productive chains and the maximization of business' internationalization. Hypothetically, this contributes to the integration between markets as well as allows for greater consideration of information and changes in the dynamics of price transmission that, technically, can drive the response to shocks within a market or between markets that trade and compete. Shocks are events that take into consideration information that may affect prices, causing its decrease or increase (GILBERT; MORGAN, 2010). In the short term, for example, the "shock" or the sudden reduction of a product supply would entail the immediate increase in the price of this product, on the contrary, would lead to a price fall. This transfer via shocks is scientifically known as price transmission.

In this context, the discussion on issues that contribute to the evolution of management in agricultural marketing must develop not only following the findings of studies for decision-making in the production chains, but also due to the need to generate relevant knowledge to increase the effectiveness of price risk management. So, by assisting the agro-industrial chains with data and information capable of helping in decisions and making them more effective, it is possible to contribute to the economic sustainability of agribusiness, which is one of the main sectors of the Brazilian economy. Agribusiness represents one-quarter of the Brazilian gross domestic product (GDP) and employs 20% of the labour force in Brazil (CEPEA, 2019).

Given the representativeness of the production set, industrialization, domestic consumption and export of beef in Brazil, in addition to the characteristics that surround this environment, it is clear that one of the agricultural markets which are most susceptible to price uncertainties is that of the live cattle. Regarding the magnitude and reach, it is worth mentioning that Brazil, with approximately 14% of total bovine animals and 17% of the international beef market, is positioned first in the contingent ranking of commercial beef cattle and bovine meat exports. Still on the scope of the beef market, Brazil, in 2018, was positioned 2nd in the world ranking in beef production, with approximately 16.5% of the total produced, behind only the United States of America (USA), with about 19% of world production (ABIEC, 2018; USDA, 2019).

In addition to Brazil, other relevant countries in the set of production, export and domestic per capita consumption of beef are the USA, Australia, Argentina, Paraguay, and Uruguay. India also has representative numbers, but, for religious reasons, the country produces mainly buffalo meat. Together, Argentina, Australia, Brazil, USA, Paraguay, and Uruguay, are responsible for approximately 35% of the world's bovine contingent and 60% of global beef exports. In the beef export arena, the prominent are Brazil, Australia, and the USA, which, with 17%, 13% and 12%, respectively, are the top three in the world ranking, and for Argentina, Paraguay and Uruguay, which, aggregates, reach 11% of the international market, a significant amount given the number of cattle in these countries (ABIEC, 2018; USDA, 2019).

As for the total volume of beef demanded domestically, the USA, China, Brazil, and Argentina are the largest markets; in terms of per capita consumption, Uruguayans and Argentines are the largest consumers of beef, both with approximately 55 kilograms of average consumption per year. Brazilians, Americans, and Paraguayans, on average, consume approximately 38 kilograms of beef per year, while Australians' demand is around 30 kilograms per inhabitant per year (USDA, 2019).

Concerning Brazilian beef cattle, an important point to be featured is the distribution of this activity in the regions of the country, given that this activity is present in a large part of the national territory, with emphasis on the states of the Midwest region, which together are responsible for approximately 35% of the total Brazilian cattle herd. The states of Mato Grosso, Mato Grosso do Sul, Goiás, occupy, respectively, the 1st, 2nd and 3rd positions in the ranking. In addition to the Midwest region, other regions and states stand out in Brazilian beef cattle breeding; Southeast,

with the states of Minas Gerais and São Paulo covering 16% of the total cattle and occupying, respectively, the 4th and 11th positions in the ranking. In the North, the states of Pará, Rondônia, and Tocantins, comprise 19.5% of the total cattle and occupy, respectively, the 5th, 7th and 10th positions in the ranking; and in the South, with the states of Rio Grande do Sul and Paraná covering 10.5% of the bovine contingent and occupying, respectively, the 8th and 9th positions in the Brazilian ranking (ABIEC, 2018).

Despite the significance of Brazilian beef cattle, the lack of scientific and transparent information about the interdependence between prices in the Brazilian and international markets is an important problem to be considered. Also, the fact that it is unknown whether the transmission occurs exclusively via shocks in the prices of the market itself or whether it comes from shocks in the prices of competing or competitive interacting markets, added to the lack of knowledge about the dominance in the transfer and the unfamiliarity whether this diffusion of cross-market pricing is symmetrical between transmitters and receivers, they are also important elements to be researched.

Given this problem, the following research questions emerged: (i) is there an interdependent relationship between the prices of live cattle in the Brazilian market and the prices of beef cattle at the point of slaughter in the international market? and, if the direction of causality between prices is identified, (ii) does price transfer occur between these markets? and, still, (iii) are the positive and negative variations in the prices of interacting markets transmitted in the same magnitude? Therefore, this study aims to verify the interdependence and asymmetry in the transmission of prices between the main Brazilian and international markets for beef cattle at the slaughter age. As a specific objective, this research aims to investigate the question of dominance in the transfer of prices between the prices of live cattle in the Brazilian market and those of beef cattle at slaughter age in international markets.

2 THEORETICAL BACKGROUND

In order to theoretically base and offer a better understanding of the interdependence and asymmetry in the transmission of prices in the live beef cattle and beef market, the results of important studies published in national and international scientific journals are presented and discussed below, including a discussion on the characteristics, features, and results of these studies.

One of the precursor studies of the discussion on asymmetry in the transmission of livestock prices was carried out by Bailey and Brorsen (1989). In this study, the spatial price transmission asymmetries between four US-beef cattle markets were analysed, more precisely, Texas, Nebraska, Colorado, and Utah. The results of the investigation rejected the symmetry in price transmission and suggested that adjustments via price increases and decreases in these markets occur with differences in magnitude and speed.

With a focus on the Brazilian beef cattle market, Gaio, Castro Júnior and Oliveira (2005) assessed the elasticity of price transmission and the integration between the markets of the *Bolsa de Mercadorias & Futuros* (BM&F)² and the main Brazilian beef cattle markets. The results showed that the markets are spatially integrated, which suggests that a shock to the price of live cattle at BM&F can change the prices of live cattle in the main Brazilian markets. Also, based on Johansen's (1988) cointegration tests, Granger's (1969) causality, the balanced relationship between prices in the long term was confirmed and they concluded that the BM&F beef market acted as a good predictor of the price behaviour of other commercial centres in the period of 2000-2004.

Using methodological procedures close to those of Gaio, Castro Júnior and Oliveira (2005), an investigation was carried out by Zilli *et al.* (2008) on the causal relationship between live cattle prices at BM&F and in the main beef cattle markets in the Southeast and Midwest regions of

2 Brazilian Commodities and Futures Exchange.

Brazil in the period of 2002-2007. The results pointed out that cattle ranchers in the Southeast and Midwest should follow, mainly, the prices of fat cattle at BM&F and in Campo Grande, in the state of Mato Grosso do Sul, since these are robust predictors of price behaviour in their respective commercial areas.

Mattos and Lima (2009) set out to examine the effects of transaction costs on the integration between prices in the beef cattle markets of the states of Minas Gerais and São Paulo in the period of 1972-2005, in the context that the analysis of the integration of agricultural commodity markets is based only on price information. Therefore, the effects of transaction costs in the process of adjusting prices and risks are ignored. The results of the estimated Threshold Vector Error Correction (TVEC) model showed that transaction costs are significant and that price shocks below 10% of the average price are not transmitted between markets. The option for the threshold model was based on the argument that, by not ignoring transaction costs, more robust conclusions are reached about the integration between markets (GOODWIN; PIGGOTT, 2001).

In a methodological line like that outlined by Mattos and Lima (2009), researchers Cunha, Lima and Braga (2010) studied the integration of the Brazilian beef cattle market, under the judgment that the existence of transaction costs can create asymmetries or even hinder the process. From this perspective, the researchers opted for an analysis based on Threshold Autoregressive (TAR) and Momentum-Threshold Autoregressive (M-TAR) Cointegration models for the main Brazilian livestock markets for the period of 1994-2008. The results indicated that the live cattle markets are integrated, but the transaction costs influence the spatial link between them since the negative shocks of low magnitude are eliminated distinctly from the positive ones. Therefore, the benefits of these changes would be less than the costs of the adjustment.

Bender Filho and Alvim (2008) expanded the perspective of analysis. They jointly evaluated the markets of Mercosur member countries and the USA, regarding the transmission of fresh beef prices in the period of 1994-2005. Thereunto, Granger's (1969) and Johansen's (1988) cointegration tests were applied, in addition to the impulse-response analysis. The results suggested the presence of causality in the formation of prices among the markets of the Mercosur member countries, as well as the intensity of the price shocks in each country analysed.

Recent research by Dong *et al.* (2018) also brings with it the focus on analysing the transmission of beef prices at retail, in this case, between the Australian, Chinese and Southeast Asian markets. In this investigation, the same set of methods applied in the research by Bender Filho and Alvim (2008) was used to analyse the problem of price transfer. The results showed that the impact of Australian beef prices on the Chinese and Vietnamese markets is not statistically significant but is significant in the Indonesian market. It was also found that the Australian and Chinese markets have their volatility affected only by variations in the markets themselves.

3. METHODOLOGY: DATA AND PROCEDURES

3.1 Characterization of study and research data

Aiming to achieve the objectives of this study, which involve the investigation of defined research questions, a quantitative approach was proposed, supported by a specific set of statistical methods and techniques. Therefore, in the sequence, the characterization of the price series is discussed, including sources for obtaining the data, also in section 3.2 there is the econometric procedure used to answer the research questions and achieve the study objectives.

The survey data are composed of the weekly price series quoted in US-dollars per kilogram / live weight of beef cattle at slaughter age in the international market and of live cattle in the main Brazilian beef cattle markets, in the period between January 6, 2007 and December 29, 2018, to-

talling 627 observations. The denominations and the respective acronyms, fat oxen (FO) and beef cattle at slaughter age and weight (BCSAW) will be used in this study to name the Brazilian beef cattle and cattle at slaughter age or finished in the Brazilian and international markets, respectively. In turn, the time frame was defined based on the availability of successive and uninterrupted data. Also, the series were logarithmised to remove exponential trends, which is a process that follows the standards adopted in the leading international research on the subject.

Regarding the BCSAW price series in the international market, it is noteworthy that these were provided by Minerva Foods' Market Intelligence (Business Intelligence - BI) and originated from institutional databases in the Argentine, Paraguayan, Uruguayan, Australian and American markets. Some specificities of the international BCSAW and the research data sources are described in Table 1.

Table 1 – Data sources and denomination of beef cattle at slaughter age in the international market

Country	Argentina	Paraguay	Uruguay	Australia	USA
Name	Novillo	Fat Ox	Novillo	Young Cattle	Live Cattle
Data: Way of access	Tardáguila Agromercados	Tardáguila Agromercados	World Beef Report	World Beef Report	United States Department of Agriculture
Data source	Mercado de Liniers S.A.	Asociación Rural del Paraguay ARP/CICPCB	Instituto Nacional de Carnes del Uruguay (INAC)	Meat & Livestock Australia (MLA)	Chicago Board of Trade (CBOT)

The series of beef cattle prices in the Brazilian market were obtained from Minerva Foods' BI and are based on data from the Center for Advanced Studies in Applied Economics (CEPEA) of Luiz de Queiroz School of Agriculture (ESALQ) of the State University of São Paulo (USP). The most relevant Brazilian markets (Brazilian states or commercial markets) in beef cattle were represented, in this study, by the main commercial markets for live cattle, as shown in Table 2.

Table 2 – Specificities of the data regarding live cattle in the Brazilian market

Region	State	Market location/State
Southeast	<i>Minas Gerais</i>	<i>Triângulo Mineiro/MG</i>
	<i>São Paulo⁽¹⁾</i>	<i>Araçatuba/SP, Bauru/SP, Marília/SP, Presidente Prudente/SP and São José do Rio Preto/SP</i>
Mid-west	<i>Goiás</i>	<i>Goiânia/GO</i>
	<i>Mato Grosso do Sul⁽²⁾</i>	<i>Campo Grande/MS, Dourados/MS and Três Lagoas/MS</i>
South	<i>Mato Grosso</i>	<i>Cuiabá/MT</i>
	<i>Paraná</i>	Northwest Region/PR
	<i>Rio Grande do Sul</i>	West Region/RS
North(3)	<i>Rondônia</i>	The Southwest Region/RO
	<i>Tocantins</i>	The Northern Region/TO

Notes: (1) The prices in the state of São Paulo were represented by Indicator Esalq/B3, which refers to the weighted average of the ox in the state of São Paulo (represented by markets of *Araçatuba/SP, Bauru/SP, Marília/SP, Presidente Prudente/SP, and São José do Rio Preto/SP*). More details on the methodology of calculation of the Esalq/B3 Indicator can be found on the website of the Center for Studies in Applied Economics (www.cepea.esalq.usp.br). (2) The prices in the state of Mato Grosso do Sul were represented by the arithmetic average of the prices of the ox in the three main markets of the state (*Campo Grande/MS, Dourados/MS and Três Lagoas/MS*). (3) The state of *Pará* was removed from the sample by the fact that there are no consistent data on the prices of the ox in the period between the years of 2007 and 2012, resulting in the lack of 314 observations, which potentially compromises the results of the research.

3.2 Econometric procedures and methods of analysis

To check the interdependence relationship between FO prices in the Brazilian market and BCSAW prices in the international market as well as the direction of causality between prices, an econometric procedure was defined, which includes the set of estimates, tests, and analyses. First, central tendency measures, dispersion, and linear correlation were estimated to describe the avera-

ge, maximum and minimum values, as well as to inform about the variation around average prices and indicate the direction of the linear relationship between prices. Then, the unit root test ADF or Augmented by Dickey and Fuller (1981) was applied to verify that the statistical properties of the series are maintained over time, having been identified that the series is stationary in the first difference. In summary, this is a fundamental procedure to avoid obtaining spurious results in the regression analysis that usually occurs when regressing independent non-stationary series.

The next step was to define the order of optimal lags by the information criterion of Akaike (1974) added to the autoregressive vector modelling and verification of the causal direction between prices in the short term through the application of the Granger (1969) causality test in the paired context and blocks.

The application of the Granger causality test for the stationary variables y_t and x_t , begins with the specification of the autoregressive model, according to equations (1) and (2), in which it is assumed that both e_{yt} and e_{xt} are error terms not correlated over time.

$$y_t = a_1 + \sum_{i=1}^n \beta_i x_{t-1} + \sum_{j=1}^m \gamma_j y_{t-j} + e_{yt} \tag{1}$$

$$x_t = a_2 + \sum_{i=1}^n \theta_i x_{t-1} + \sum_{j=1}^m \delta_j y_{t-j} + e_{xt} \tag{2}$$

Therefore, Granger's (1969) causality test allowed: a) to test whether past events can cause present events; b) to check if a time series x helps to predict another series y , or vice versa; c) to find out whether x causes y , that is, whether past values of x_{t-i} (lagged variables, x_{t-i}) contribute to determining y_t , regardless of the contribution of past values of y_{t-j} , or vice versa; d) to determine if the sets of terms of x and y are statistically different from zero in equations 1 and 2, so that there is bidirectional causality; e) to examine whether the sets of terms x and y are not statistically different from zero in equations 1 and 2, so that x_t is independent of y_t . Granger's causality test for x_t and y_t allowed us to conclude on the direction of causality between market prices. After the paired Granger test, that is, market by market, this same test was applied in addition to Wald's (1943) exogeneity test to analyse the block effect. Therefore, it was possible to examine the causality of the series of group markets on a specific market.

After applying the Granger (1969) causality test, the study followed with the use of Johansen's (1988) cointegration test to try the hypothesis of equilibrium in the long-term relationship between FO prices in Brazilian markets and of BCSAW in international markets. Johansen's cointegration test (1988) is based on equations (3) and (4), described below:

$$\Delta y_t = \mu + \Pi y_{t-1} + \dots + \sum_{j=1}^{p-1} \Gamma_j y_{t-j} + \epsilon_t \tag{3}$$

$$\Pi = \sum_{i=1}^p A_i - 1 e \Gamma = - \sum_{j=i+1}^p A_j \tag{4}$$

wherein the matrix coefficient Π is positioned as $r < n$, with $r \times n$ matrices (α and β), each with rank r , so that $\Pi = \alpha\beta$ and $\Pi = \beta'y_t$ are stationary. In this case, r refers to cointegration vectors; α is the adjustment parameter in the error correction vector; and β is the representative coefficient of the error correction vector. For a given r , the estimate of the maximum likelihood of the matrix β indicates the combination of y_{t-1} , which results in r greater canonical correlations between Δy_t and y_{t-1} , after correcting differences in lags and identifying deterministic variables, if found. The significance of the likelihood ratio is estimated by the trace test, according to equation 5, below.

$$\lambda_{trace} = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \lambda_i) \tag{5}$$

wherein T refers to the sample size and λ_{r+1} is the element of the i -th largest canonical correlation. The trace test tests the null hypothesis that the number of cointegration vectors is less than or

equal to r versus the alternative hypothesis that the number of cointegration vectors is greater than r . The test hypotheses consist of $r = 0$, there is no cointegration; and $r \geq 1, r \geq 2, \dots, r \geq n$, there is cointegration between one or more markets. The level of statistical significance for the hypothesis test and the critical values are those proposed by Johansen and Juselius (1990).

Once the directions of causality and the conditions of equilibrium in the long-term relationship between markets have been identified (or cointegration), the study proceeds with the analysis of price transmission and verification of the asymmetry phenomenon, which focuses on verifying the existence or not of the magnitude divergence of the price transfer increases or decreases between markets. Thus, to achieve the objectives of the study and answer the two central research questions, we decided for the application of a multivariate version of the model proposed by Houck (1977) to analyse the asymmetry in the price transmission (ATP) between the FO prices in the Brazilian market and BCSAW prices in international markets. Houck's model (1977) was widely used in empirical studies, among which, internationally, as references for its application, the research of Kinnucan and Forker (1987) and Griffith and Piggott (1994) stand out. Among the studies involving Brazilian agricultural markets, we highlight the research by Silva Neto and Parré (2012) and Alves, Tonin and Carrer (2013) who, despite initially opting for the applications of Griffith and Piggott (1994), for not including the quantities produced and the production costs, the authors ended up applying a model similar to the one of Houck (1977) to verify the asymmetry in the transmission of prices.

Because it is not a vertical analysis, i.e., it specifically involves links in a production chain (e.g., producer, industry, wholesale and retail), and, also, because it is an analysis of spatial transmission, that is, between markets (Brazilian and international), in this study, we deliberated on a multivariate version that allowed to verify whether positive and negative price variations in interacting markets are transmitted to the same magnitude. Thus, equation 6, below, represents the multivariate version applied in the analysis of asymmetry in the transmission of prices between the Brazilian FO and international BCSAW markets.

$$\Delta Y_t = \beta_{0t} + \beta_1 \Sigma \Delta X_{1t}^+ + \beta_1 \Sigma \Delta X_{1t}^- + \dots + \beta_k \Sigma \Delta X_{kt}^+ + \beta_k \Sigma \Delta X_{kt}^- + \varepsilon_t \quad (6)$$

wherein:

$$\Delta X_t^+ : X_t - X_{t-1}, \text{ if } X_t > X_{t-1}, 0 \text{ otherwise} \quad (7)$$

$$\Delta X_t^- : X_t - X_{t-1}, \text{ if } X_t < X_{t-1}, 0 \text{ otherwise} \quad (8)$$

Once the angular coefficients (β s) of the positive and negative variations in prices in the markets (independent variables), represented by β , were estimated, the Wald test was applied under the hypothesis of symmetry in the price transmission (acronym, SYM), represented by $h_0: \beta_1 = \beta_1 - \text{or } \beta_k = \beta_k -$, in which case the positive or negative variations in prices in a given statistical market are also transmitted in magnitude to another market. In the case of rejection of the null hypothesis, the alternative hypothesis of asymmetry in price transmission (ASYM), represented by $h_1: \beta_1 \neq \beta_1 - \text{or } \beta_k \neq \beta_k -$, is not rejected, being, in this case, the positive or negative variations in prices in a given market are statistically and differently transmitted in magnitude to another market. In the case where $\beta_1 = \beta_1 - = 0 \text{ or } \beta_k = \beta_k - = 0$, it does not apply (DNA), rejecting both hypotheses, since the transmission of prices between markets is discarded.

4 RESULTS AND DISCUSSION

The presentation of the results begins with Table 3, which covers the descriptive set of measures of central tendency and dispersion of the weekly series of BCSAW prices in the international market and the main Brazilian production and commercialization markets quoted in US-dollars per kilogram of live weight for the period of 2007-2018. In terms of the central trend, it should be noted, at first glance, that the average prices of FO in the main Brazilian markets and of BCSAW in the Argentine, Paraguayan and Uruguayan markets are considerably close.

Nevertheless, in the arena of central trend estimates, it is noteworthy that the highest average price in the period was that of the US-BCSAW, which is between 29.30% to 53.66% higher than that practiced in the Brazilian, Argentine, Paraguayan, and Uruguayan markets, and 25.10% higher than that practiced in the Australian market. This suggests that the higher average price of the US-BCSAW is because the USA is positioned as the largest world market demanding beef. Another important piece of information refers to the superiority of the average price of Australian BCSAW, which was between 3.35% and 22.82%, more than that practiced in Brazilian markets and the Argentine, Paraguayan and Uruguayan markets. However, the average prices of Uruguayan BCSAW and FO in the Brazilian state of São Paulo (or São Paulo FO) are particularly close to the Australian market. In this context, it is worth noting that the beef from the slaughter of Australian, Uruguayan and São Paulo FO beef ranks among those with the most considerable appeal for export among the markets under study.

In the field of dispersion, it is notable that the coefficient of variation in Argentine BCSAW prices is approximately 45% higher than that of FO in the main Brazilian markets and the prices of BCSAW in other international markets. This finding suggests that the greater variability in the price of Argentine BCSAW in the period is due to several factors. Among those factors the following emerge: interventions by the Argentine federal government in the beef market that occurred, mainly, from the year 2008; increases in export taxes; weight restrictions for slaughter; limitation of export volumes by the Hilton quota for a specified time; and, in a short time, until the export ban (OLIVEIRA NETO; GARCIA, 2013).

Also, when investigating the standard deviations of BCSAW prices in the international market it was found that they are higher than the standard deviation of FO prices in Brazilian markets, except for BCSAW in the Paraguayan market, which is at the same level as those measured for the FO in the main Brazilian markets. When looking at the standard deviations in the prices of US, Argentine, Australian, and Uruguayan BCSAW, it was found that these exceed, by approximately, 55%, 40%, 15% and 10% the standard deviations of prices of Brazilian FO and Paraguayan BCSAW, which makes their lower volatility evident when compared to the volatility of other international markets. Still, on the dispersion of the data exposed in Table 3, the estimates of asymmetry and kurtosis of the Brazilian FO price series suggest that they show distributional normality, which is confirmed by the Jarque and Bera (1987) test statistics. However, the asymmetries, shortcuts, and statistics of the Jarque-Bera test referring to the series of BCSAW prices in the international market rejected the null hypothesis of distributional normality.

Table 3 – Descriptive statistics of prices at slaughter age in the international market and the fat oxen in the main Brazilian production and marketing places - quoted in US-dollar per kilogram live weight

	International markets					BR/Southeast		BR/Mid-West			BR/South		BR/North	
	AR	PY	UY	AUS	USA	MG	SP	GO	MS	MT	PR	RS	RO	TO
Mean	2.952	2.872	3.129	3.234	4.046	2.789	3.034	2.760	2.809	2.689	2.926	2.936	2.633	2.651
Maximum	4.868	4.340	4.155	4.974	6.016	4.089	4.456	4.183	4.074	3.924	4.182	4.032	3.794	3.846
Minimum	1.258	1.486	1.816	1.786	2.787	1.508	1.604	1.490	1.447	1.378	1.531	1.657	1.239	1.275
SD	0.849	0.548	0.606	0.633	0.783	0.514	0.561	0.513	0.553	0.525	0.553	0.507	0.563	0.518
VC(%)	28.8%	19.1%	19.4%	19.6%	19.4%	18.4%	18.5%	18.6%	19.7%	19.5%	18.9%	17.3%	21.4%	19.5%
Asymmetry	-0.639	-0.477	-0.673	0.006	0.435	-0.109	-0.010	-0.020	-0.041	-0.044	-0.209	-0.146	-0.204	-0.357
Kurtosis	1.999	3.068	2.268	2.499	2.525	2.926	2.967	2.879	2.783	2.830	2.935	2.697	2.689	3.170
JB stat.	68.81	23.84	61.27	6.575	25.65	1.377	0.039	0.424	1.404	0.953	4.655	4.618	6.867	14.09
P-value JB	0.000	0.000	0.000	0.037	0.000	0.502	0.981	0.809	0.496	0.621	0.098	0.099	0.032	0.001

Note: (BR) Brazil, (AR) Argentina, (PY) Paraguay, (UY) Uruguay, (AUS) Australia, (USA) United States of America, Brazilian states (MG = Minas Gerais; SP = São Paulo; GO = Goiás; MS = Mato Grosso do Sul; MT = Mato Grosso; PR = Paraná; RS = Rio Grande do Sul; RO = Rondônia; TO = Tocantins), (SD) standard deviation, (VC%) coefficient of variation percentage, (stat.) Statistics, (JB) Jarque-Bera.

Source: Data from the survey.

So, when considering the importance of knowing the statistical relationship between prices for decision making by agents in the beef production chain, it was decided to start this process by analysing linear correlation. Ergo, in Table 4, there are positive linear correlations, from moderate to strong, between FO prices in the main Brazilian commercial markets and BCSAW prices in the Argentine, Paraguayan and Uruguayan markets, with emphasis on the strong positive association with the Paraguayan BCSAW market. As opposed to this, positive linear correlations, from weak to moderate, were found between FO prices in the main Brazilian markets and BCSAW prices in the Australian and American markets. In this context, despite not being directly conditioned to causality, the degree of linear association measured suggests the interdependence between FO prices in the Brazilian market and BCSAW prices in the international market, which points to the need to ascertain the relationship of transmissibility between them.

In the search for a connection with the empirical results of other studies, reference is made to the investigation by Bender Filho and Alvim (2008), which showed the causality between prices in the markets of Mercosur member countries and the intensity of shocks in prices between them. Notwithstanding, due to the monthly temporariness of the data and the exclusivity of the evaluation of a product category (fresh meat), the potential for decision-making information captured in the investigation has decreased. Since the dynamics in the transmission of agricultural prices generally presents immediate responses to impulses (daily or weekly) and should not ignore the potential for transferring the price of the standardized product in its primary trading version, characterized as a commodity, fattened beef or beef at the point of slaughter.

Table 4 – Linear correlation between the prices of cattle at slaughter age in the international market and the fat oxen in major Brazilian centres of production and marketing

	BR/Southeast		BR/Mid-West			BR/South		BR/North	
	MG	SP	GO	MS	MT	PR	RS	RO	TO
AR	0.7061***	0.6485***	0.6858***	0.6887***	0.6759***	0.7321***	0.7549***	0.7072***	0.7216***
PY	0.8411***	0.7936***	0.8183***	0.8309***	0.8186***	0.8476***	0.8136***	0.8469***	0.8332***
UY	0.7319***	0.6840***	0.7112***	0.7304***	0.7105***	0.7627***	0.7563***	0.7528***	0.7529***
AUS	0.4354***	0.3404***	0.3938***	0.3875***	0.3794***	0.4434***	0.4884***	0.4006***	0.4345***
USA	0.4703***	0.4299***	0.4646***	0.4749***	0.4560***	0.5114***	0.5777***	0.5015***	0.4780***

Note: (***) was statistically significant at the level of 1%. (BR) Brazil, (AR) Argentina, (PY) Paraguay, (UY) Uruguay, (AUS) Australia, (USA) United States of America, Brazilian states (MG = Minas Gerais; SP = São Paulo; GO = Goiás; MS = Mato Grosso do Sul; MT = Mato Grosso; PR = Paraná; RS = Rio Grande do Sul; RO = Rondônia; TO = Tocantins).

Source: Data from the survey.

The verification of a possible interdependence relationship between FO prices in the Brazilian market and BCSAW prices in the international market was indicated. An attempt was made to identify the direction of causality between markets in the short term, using the Granger (1969) causality test paired and block, as described in section 3.2. In short, the difference between paired and block Granger causality tests lies in the fact that the first analytically considers the relationship between the prices of two markets and the second considers the direction of the joint causality of two or more markets over a specific one.

Granger's (1969) causality test was applied after the selection of the optimal lags defined by the Akaike information criterion added to the autoregressive vector modelling, as announced in section 3.2. Akaike information criterion (AIC) statistics were estimated for the ratio of BCSAW prices in the Argentine (AIC = -79.3735), Paraguayan (AIC = -80.0907), Uruguayan (AIC = -81.6169), Australian (AIC = -80.6392) and American (AIC = -81.1657), with FO prices in the main Brazilian markets together. In this way, the AIC statistics set two optimal lags to be applied in verifying the interdependence of BCSAW prices between each international market, in isolation, compared to the set of Brazilian markets. The interdependence analysis between the markets is composed of the Granger (1969) causality tests, shown in Tables 5 and 6, and Johansen's (1988) cointegration tests, shown in Table 7.

In particular, the data in Table 5 show Granger's causality of BCSAW prices in the international market directed to FO prices in the main Brazilian production and commercialization markets. By analysing them, it was found that past changes in BCSAW prices in the international market do not act as robust predictors of changes in Brazilian FO prices. The only exception found relates to the causality in Granger's sense of the price of BCSAW in the Uruguayan market for the price of FO in the Brazilian state Rio Grande do Sul, in which the variation in the price of the first acts as a robust predictor of changes in the price of the second.

Table 5 – Granger Causality (paired and block) between the prices of cattle at slaughter age in the international market and the fat oxen in major Brazilian centres of production and marketing

	BR/Southeast		BR/Mid-West			BR/South		BR/North	
	MG	SP	GO	MS	MT	PR	RS	RO	TO
AR	0.6653ns	0.1685ns	0.8730ns	0.2160ns	0.6021ns	0.2182ns	0.8564ns	0.1236ns	0.9839ns
PY	0.3734ns	1.1717ns	0.5076ns	0.9710ns	0.8023ns	1.1511ns	1.5693ns	0.6990ns	0.9130ns
UY	1.2458ns	2.0525ns	1.0767ns	1.7542ns	1.5890ns	2.3924*	4.2383**	2.5060*	2.6634*
AUS	0.1636ns	0.4081ns	0.0393ns	0.4092ns	0.5241ns	0.4762ns	0.4407ns	0.3171ns	0.4044ns
USA	0.5317ns	0.5029ns	0.3156ns	0.5505ns	0.5708ns	0.5170ns	0.0207ns		0.4735ns
Block	10.135ns	11.426ns	9.6820ns	10.951ns	10.951ns	12.453ns	23.122ns	11.633ns	14.515ns

Note 1: The estimated statistics to test for paired Granger causality and block are the statistic F and χ^2 - chi-square test, respectively. Note 2: (ns) without statistical significance, (***, **, *) was statistically significant at the level of 1%, 5%, and 10%, respectively. Note 3: (BR) Brazil, (AR) Argentina, (PY) Paraguay, (UY) Uruguay, (AUS) Australia, (USA) United States of America, Brazilian states (MG = Minas Gerais; SP = São Paulo; GO = Goiás; MS = Mato Grosso do Sul; MT = Mato Grosso; PR = Paraná; RS = Rio Grande do Sul; RO = Rondônia; TO = Tocantins).

Source: Data from the Survey.

In sequence, Table 6 shows the results of Granger's (1969) causality test, paired and in a block in the opposite direction, that is, of FO prices in the main Brazilian markets towards BCSAW prices in the international market. In contrast to that in Table 5, the data in Table 6 indicate that past changes in FO prices in the main Brazilian markets act as predictors: (i) significantly robust changes in BCSAW prices in the Paraguayan, Uruguayan and Australian markets; (ii) reasonably robust prices for BCSAW in the US-market; and (iii) unreliable BCSAW prices in the Argentine market. Only FO prices in Paraná and Rio Grande do Sul (or Paraná and Rio Grande do Sul states) precede changes in the price of Argentine BCSAW.

Table 6 – Granger Causality (paired and block) between the prices of the ox in major Brazilian centres of production and marketing of cattle at slaughter age in the international market

	AR	PY	UY	AUS	USA
MG	1.9927ns	25.2882***	7.3882***	5.4348***	2.8365*
SP	2.3331*	25.3097***	8.3869***	4.1823**	2.7828*
GO	2.3289*	22.8539***	7.0146***	6.1762***	2.9310*
MS	2.5726*	27.3041***	10.2864***	7.8404***	3.0205**
MT	2.5537*	19.5549***	9.3998***	6.7947***	2.3196*
PR	3.1032**	28.2628***	9.6532***	6.5754***	3.1971**
RS	3.1520**	23.4174***	22.0935***	4.4939**	3.3483**
RO	2.1841ns	19.4593***	7.4315***	7.1607***	2.6247*
TO	2.6376*	20.6996***	8.5951***	4.9888***	2.9348*
Block	20.5332ns	90.6822***	69.7300***	36.6162***	25.8895*

Note 1: The statistics estimated to test for paired Granger causality and block are the statistic F and χ^2 - chi-square test, respectively. Note 2: (ns) without statistical significance, (***, **, *) was statistically significant at the level of 1%, 5%, and 10%, respectively. Note 3: (BR) Brazil, (AR) Argentina, (PY) Paraguay, (UY) Uruguay, (AUS) Australia, (USA) United States of America, Brazilian states (MG = Minas Gerais; SP = São Paulo; GO = Goiás; MS = Mato Grosso do Sul; MT = Mato Grosso; PR = Paraná; RS = Rio Grande do Sul; RO = Roraima; TO = Tocantins).

Source: Data from the Survey.

After Granger's causality test had indicated the direction and forecast capacity in the short term between the prices of BCSAW in international markets and FO in Brazilian markets, the study related to interdependence followed with the analysis of long-term equilibrium relationship between prices in these markets through the application of the Johansen (1988) cointegration test. The results are shown in Table 7.

In highlight, the data in Table 7 point to the existence of, at least, eight vectors of cointegration between BCSAW prices in the Paraguayan and Uruguayan markets and FO prices in Brazilian markets, which suggests a balanced long-term relationship between these markets, indicating that they are tightly integrated. The estimates of the trace test of the relationship between BCSAW prices in the Australian and American markets with FO prices in Brazilian markets point to the non-rejection of the hypothesis that there are at least five cointegration vectors between these markets. This suggests a balanced long-term relationship between the Australian and American markets with at least five Brazilian markets, showing a moderate integration between prices in these markets.

Another relevant information contained in the cointegration tests presented in Table 7 refers to the finding of a low integration between the price of BCSAW in the Argentine market and the prices of FO in Brazilian markets. However, it is worth noting that the hypothesis of at least four vectors of cointegration in this relationship was not rejected, which suggests the long-term balanced relationship of the Argentine market with at least four Brazilian markets, but this result denotes the inferiority in integration between prices in these markets.

The knowledge of the interdependent relationship between FO prices in the main Brazilian markets and BCSAW in the international market supported by the reach of information on the direction of causality and predictive aptitude obtained through the paired and block Granger (1969) causality test, as well as the data on the balance of the long-term relationship between the markets obtained through Johansen's (1988) cointegration test, are all essential to answer the first research question. Also, this information prepared the field for verifying the asymmetry in the transmission of prices between Brazilian and international markets. Hence, the data in Table 8 are analysed to answer the second and third research questions and reach the completion of the main and specific objectives proposed in this study. In general, the data in Table 8 corroborate the existence of price transmission between the Brazilian and international markets. This is because several estimated coefficients related to the accumulation of negative and positive variations in FO prices in Brazi-

lian markets have shown themselves to be statistically significant transmitters of BCSAW prices in international markets.

Table 7 – Test trace for verification of cointegration between prices of cattle at slaughter age in the international market and the ox in major Brazilian centres of production and marketing

Vectors	VC-value	Trace Test statistics				
		AR	PY	UY	AUS	USA
R = 0	239.2354	325.1198***	337.0370***	322.9399***	344.8892***	331.8145***
R ≤ 1	197.3709	248.7550***	258.1481***	244.6434***	262.0626***	252.7855***
R ≤ 2	159.5297	185.4117***	199.6806***	183.0467***	194.3547***	192.5122***
R ≤ 3	125.6154	134.9981**	155.2606***	142.2901***	139.1968***	134.8547**
R ≤ 4	95.7537	94.9411	113.0617***	108.7874***	98.6183**	96.5200**
R ≤ 5	69.8189	68.8191	78.0216***	77.2756**	67.9822	68.3845
R ≤ 6	47.8561	46.5493	52.8098**	52.2387**	45.5594	44.407
R ≤ 7	29.7971	30.1073	32.0876**	32.6683**	25.9159	27.9975
R ≤ 8	15.4947	17.2619	19.8938**	19.5571**	12.9724	15.1523
R = 9	3.8415	5.863	7.9423	7.3254	1.7588	6.092

Note: (VC-value) critical value of the test trace, (ns) without statistical significance, (***, **, *) was statistically significant at the level of 1% and 5%, respectively.

Source: Data from the Survey.

In this context, the transfer of prices from the Brazilian to the Uruguayan market is prominent, since completeness was identified in the transmission between them and symmetry in the transmission between FO prices in Minas Gerais, São Paulo, Goiás, Mato Grosso do Sul and Rondônia for the Uruguayan BCSAW market. That is, the increases and falls in prices in these places are transmitted in the same magnitude. FO prices in São Paulo, Mato Grosso do Sul and Goiás were those that presented the highest transferability coefficients for BCSAW prices in the Uruguayan market during the period under study. FO prices in Paraná, Rio Grande do Sul, Mato Grosso and Rondônia are transmitted asymmetrically to the Uruguayan BCSAW market. To put it another way, the transfer via fall and increase in the FO prices of these places to the price of Uruguayan BCSAW differs in magnitude.

In addition to the Uruguayan market, there was also a significant transmission of FO prices in the Brazilian market to the BCSAW price in the Australian market, but all this transfer occurs with asymmetry, that is, falls and increases in prices are transmitted with differences in magnitude. It was also found that the variation in the price of FO in the state of São Paulo is the one that presents the greatest transfer intensity for the price of BCSAW in the Australian market. When evidencing that the price of São Paulo's FO is the one with the greatest interdependent relationship with the prices of Uruguayan and Australian BCSAW, it is suggested that, in part, this may be explained by the fact that the beef from these three markets is positioned among the greater market or export reach in the period under study.

It is also noted that the variations in the FO prices of six Brazilian markets are transferred to the prices of the Paraguayan BCSAW, but only the falls and increases in the prices of FO in Mato Grosso do Sul are symmetrically transmitted. This suggests that the geographical proximity and the fact that the border area of Mato Grosso do Sul is the largest among the states of Brazil bordering Paraguay, added to the proximity of production characteristics, to their positioning as important beef exporters for common markets and the presence of refrigeration industries active in both markets. This contributes to the fact that the falls and increases in prices of FO in Mato Grosso do Sul are similarly transmitted to the prices of Paraguayan BCSAW. On the contrary, the falls and increases in FO prices in Minas Gerais, São Paulo, Goiás, Paraná, and Tocantins are asymmetrically transmitted to Paraguayan BCSAW prices. Also, it is important to note that FO

prices in São Paulo and Mato Grosso do Sul were those that presented the highest transferability coefficients for BCSAW prices in the Paraguayan market in the period under study.

As in the relationship between the Brazilian and Paraguayan markets, it was found that variations in the FO prices of six Brazilian markets are transferred to the prices of the Argentine BCSAW. Ergo, there was symmetry in the transmission between FO prices practiced in Goiás, Rondônia, and Tocantins to the Argentine BCSAW market, that is, the increases and falls in prices in these places are transmitted in the same magnitude. From another perspective, positive and negative variations in FO prices in Minas Gerais, São Paulo, and Rio Grande do Sul are asymmetrically transmitted to Argentine BCSAW prices, with increases in FO prices in Minas Gerais and São Paulo and declines in the price of FO in Rio Grande do Sul, presenting a greater magnitude of transfer to BCSAW prices in the Argentine market than in contrary situations.

When checking the transmission coefficients of FO prices in Brazilian markets for the price of BCSAW in the US-market, it was noted that these coefficients are those with the lowest transfer levels compared to the estimated coefficients for other international markets. Nevertheless, the US-BCSAW market presented itself as a receiver of price variations in eight Brazilian markets, more precisely, Minas Gerais, São Paulo, Goiás, Mato Grosso, Paraná, Rio Grande do Sul, Rondônia, and Tocantins, with variations of the FO market in the state of Paraná being the only one to transmit prices with symmetry.

Also, it was noted that falls in prices in Minas Gerais, Rio Grande do Sul, Rondônia and Tocantins are transmitted with greater magnitude than highs. In contrast, increases in prices in São Paulo, Goiás, and Mato Grosso are transmitted with greater magnitude than falls. An important aspect in the relationship between the Brazilian FO and the American BCSAW markets is that the transmission of prices from the FO of Minas Gerais and Rio Grande do Sul to the price of the American BCSAW occurs exclusively via price increases, while the transmission of FO prices in São Paulo and Goiás to the US-BCSAW price comes only from declining prices. In this universe, it is worth noting that São Paulo is the largest Brazilian beef exporter square, both fresh and industrialized.

Table 8 – Asymmetry in price transmission between the markets of fat oxen in major Brazilian centres of production and marketing and international markets for cattle at slaughter age

The market	AR		PY		UY		AUS		USA	
	B coef. [T-Stat.]	Wald test (χ^2)	B coef. [T-Stat.]	Wald test (χ^2)	B coef. [T-Stat.]	Wald test (χ^2)	B coef. [T-Stat.]	Wald test (χ^2)	B coef. [T-Stat.]	Wald test (χ^2)
MG	B-	3.6160 [7.77]***	1.2660 [4.39]***	0.7220 [2.33]***	0.9500 [3.89]***	0.8250 [3.35]***				
	B+	7.7144 ASYM	51.2643 ASYM	1.1055 SYM	3.4913 ASYM	1.0286 ASYM				
SP	B-	5.2110 [9.84]***	-1.2800 [-3.90]***	1.1240 [3.18]***	0.3870 [1.39]ns	0.5170 [1.84]ns				
	B+	-1.6660 [-3.53]***	45.4752 ASYM	-1.6400 [-5.62]***	9.4384 ASYM	-2.6040 [-8.29]***	0.2316 SYM	7.5749 ASYM	-0.0240 [-0.09]ns	12.8667 ASYM
GO	B-	-5.2720 [-14.17]***	-0.6230 [-2.70]***	-2.4320 [-9.82]***	-1.7510 [-8.96]***	-1.0390 [-5.27]***				
	B+	-1.8530 [-4.34]***	2.9762 SYM	-0.6290 [-2.38]***	11.0707 ASYM	-1.5590 [-5.48]***	0.3071 SYM	7.3164 ASYM	-0.2630 [-1.16]ns	18.4547 ASYM
MS	B-	-1.3080 [-3.70]***	0.0220 [0.10]ns	-1.4420 [-6.13]***	-0.3690 [-1.99]**	0.4550 [2.43]**				
	B+	0.0060 [0.01]ns	DNA	1.1440 [3.29]***	0.6717 SYM	2.5930 [6.93]***	1.8190 SYM	16.7216 ASYM	-0.2400 [-0.80]ns	DNA
		0.1160 [0.25]ns	1.4340 [4.98]***	2.0810 [6.73]***	-0.0240 [-0.09]ns	-0.0360 [-0.14]ns				

The market	AR		PY		UY		AUS		USA		
	B coef. [T-Stat.]	Wald test (χ^2)	B coef. [T-Stat.]	Wald test (χ^2)	B coef. [T-Stat.]	Wald test (χ^2)	B coef. [T-Stat.]	Wald test (χ^2)	B coef. [T-Stat.]	Wald test (χ^2)	
MT	B-	-0.2250 [-0.48]ns	DNA	0.5210 [1.82]ns	DNA	1.5900 [5.18]***	35.2598 ASYM	0.3490 [1.44]ns	1.1604 ASYM	-0.2500 [-1.02]ns	19.2271 ASYM
	B+	0.8040 [1.92]ns		0.1220 [0.47]ns		-0.5190 [-1.86]ns		0.6510 [2.96]***		0.9890 [4.46]***	
PR	B-	-0.0800 [-0.17]ns	DNA	0.7430 [2.61]***	6.3200 ASYM	0.2380 [0.77]ns	8.8444 ASYM	2.4160 [10.01]***	44.5764 ASYM	-0.7370 [-3.02]***	0.3705 SYM
	B+	0.8230 [1.95]ns		1.6730 [6.39]***		1.4210 [5.05]***		0.3210 [1.44]ns		-0.9290 [-4.15]***	
RS	B-	1.2060 [6.93]***	14.955 ASYM	-0.0490 [-0.45]ns	DNA	0.4410 [3.80]***	7.5138 ASYM	0.0220 [0.24]ns	20.9852 ASYM	0.8540 [9.27]***	78.2389 ASYM
	B+	0.3940 [2.86]***		-0.1640 [-1.92]ns		0.0580 [0.63]ns		0.5270 [7.29]***		-0.1290 [-1.77]ns	
RO	B-	-1.5280 [-4.24]***	0.0209 SYM	-0.3940 [-1.76]ns	DNA	-1.3000 [-5.42]***	0.8812 SYM	-1.1420 [-6.04]***	3.6987 ASYM	1.0080 [5.29]***	46.7968 ASYM
	B+	-1.5950 [-4.37]***		-0.1080 [-0.47]ns		-1.0100 [-4.16]***		-0.6740 [-3.52]***		-0.6710 [-3.47]***	
TO	B-	1.2150 [4.28]***	0.6872 SYM	-0.1770 [-1.00]ns	0.3076 ASYM	0.4390 [2.32]**	15.3918 ASYM	0.1660 [1.11]ns	65.921 ASYM	-1.1410 [-7.60]***	134.620 ASYM
	B+	1.4790 [6.54]***		-0.2870 [-2.05]**		1.2740 [8.46]***		1.5280 [12.88]***		0.8220 [6.87]***	
Constant		0.0280 [2.44]		0.0060 [0.82]		0.0100 [1.28]		0.0140 [2.27]		0.0240 [3.86]	

Statistics of the regression models

	AR	UY	UY	AUS	USA
R2	0.8834	0.8702	0.8702	0.9116	0.8986
R ² Set	0.8799	0.8664	0.8664	0.9090	0.8956
F-Stat.	255.3673***	226.1221***	226.1221***	347.9627***	298.8293***

Diagnosis of residues from the regression

	AR	PY	UY	AUS	USA	
ADF test	-6.3475***	-6.6365***	-5.0989***	-6.6508***	-5.6183***	
JB Test	0.0580ns	43.6302***	23.6343***	19.0372***	18.6751***	
LM	F-Stat.	1045.8256***	1040.0796***	1760.5050***	951.0012***	2071.2611***
	X2	485.5554***	484.9544***	534.2091***	474.9311***	546.2258***
ARCH	F-Stat.	775.6455***	592.9761***	988.4657***	777.9621***	2001.3940***
	X2	346.6057***	304.7840***	383.3721***	347.0660***	476.6324***

Note: (β^-) accumulated negative variations in prices in the certain market (β^+) cumulated positive variations in prices in the certain market (SYM) symmetry in price transmission, (ASYM) asymmetry in price transmission, (DNA) does not apply the test of asymmetry in price transmission, (T-Stat.) T statistics, (F-Stat.) F statistics, (χ^2) Chi-square statistics, (ADF) test of unit root increased from Dickey and Fuller, (JB) Jarque-Bera, (LM) LM test for detecting serial autocorrelation, (ARCH) autoregressive conditional heteroscedasticity test to verify the hypothesis of heteroscedasticity of the residues from the regression, (ns) without statistical significance, (***, **, *) was statistically significant at the level of 1%, 5%, and 10%, respectively.

Source: Data from the survey.

After presenting the data from the regression models in Table 8, including a discussion of the estimated coefficients and the results of the asymmetry tests on price transmission between the Brazilian FO and international BCSAW markets, predictive capacity and robustness were assessed on the models based on the adjusted R2 determination coefficient and the residual diagnosis of the regression analysis. Regarding the predictive capacity of the models, it is noteworthy that the adjusted R2 determination coefficients of the regression models were estimated at approximately

0.90, in other words, the set of positive and negative variations in FO prices in Brazilian markets they can explain around 90% of the variations in the prices of BCSAW in international markets.

As for the diagnosis of the residuals of the regression models, it is important to highlight that these were analysed to cover the assumptions of stationarity, normality, homoscedasticity, independence of errors and linearity. Therefore, we opted for the increased tests of Dickey and Fuller (1981), Jarque and Bera (1987), LM for detecting serial autocorrelation and autoregressive conditional heteroscedasticity (ARCH). In short, the results adequately met the assumptions of the regression, except for the normality of the residuals of the regression model, whose BCSAW price in the Argentine market is the dependent variable. Also, several angular coefficients (β etas) of this model were significantly different from the coefficients of the other regression models. However, because the other assumptions of this model have been satisfactorily met, the normality of the residue does not categorically attack its predictive capacity and robustness.

5 FINAL REMARKS

Given the main objective of verifying the interdependence and asymmetry in the transmission of prices between the main Brazilian FO and international BCSAW markets, the research results allow us to conclude that there is an interdependent relationship between FO prices in the Brazilian market and the prices of BCSAW in international markets. However, the direction of causality between them is significant only from FO prices in the main Brazilian markets to BCSAW prices in international markets. The only exception concerns change in the price of BCSAW in the Uruguayan market, which acts as a potential predictor of changes in the price of FO in the state of Rio Grande do Sul.

As for the transmission of prices between markets, the findings showed that there is price transmission between Brazilian and international markets, since the estimated angular coefficients on the negative and positive variations in FO prices in Brazilian markets, and their respective statistics, highlighted that these coefficients act as statistically significant transmitters of BCSAW prices in international markets.

When investigating whether the positive and negative variations in the prices of interacting markets are symmetrically transmitted (i.e., the same magnitude), it was concluded that only the transfer of the FO price in Brazilian markets to the BCSAW price in the Uruguayan market is complete and symmetrical for most Brazilian markets, which suggests a strong integration between these markets. Also, the asymmetry tests pointed to a significant integration between the prices of Brazilian FO and those of Australian and Paraguayan BCSAW, however with asymmetry in the transmission of prices in most cases. In contrast, FO price transfers in Brazilian markets to Argentine and US BCSAW prices showed a lower level of integration between these markets, which is corroborated by the greater asymmetry in transmission and by the more discrepant coefficients when compared to other analysis models.

With regards to the specific objective of investigating the question of dominance in the transmission of FO prices in the Brazilian market to the prices of BCSAW in international markets, an exclusive dominance was not identified, but rather a joint prevalence in the transmission of FO prices in São Paulo and Minas Gerais, in the Southeast region, and Mato Grosso do Sul and Goiás, in the Mid-west region, for BCSAW prices in international markets, with symmetry in a large part of transfers between markets. Also, it was concluded that the other Brazilian markets also act as price transmitters for the international market, but with a lower magnitude of transfer, as could be seen in the values of the estimated angular coefficients and, also, by the evident asymmetry in the transmission of prices between markets, with rare exceptions.

It is expected that the analysis and conclusions of the study can contribute to decision-making about the link agents in the beef and/or beef production chain, making price and risk management

more effective. Furthermore, it is suggested that future studies also analyse the interdependence and asymmetry in the transmission of prices between other agricultural and non-agricultural commodity markets, since the information from these studies can contribute to the improvement of price management in several chains productive sectors and respective economic sectors. Also, it opens the way for future research to use other methods of analysis, which will allow comparisons not only with the results of this study but will also offer the possibility of expanding the field of appreciation, contributing to scientific advancement and decision making in price management and the definition of marketing strategies.

REFERENCES

- ALVES, A. F.; TONIN, J. M.; CARRER, M. J. Assimetria de transmissão de preço na comercialização da uva fina de mesa no Paraná: 1997 a 2011. In: **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 51, n. 3, p. 479-498, jul./set. 2013. Doi: 10.1590/S0103-20032013000300004.
- AKAIKE, H. A new look at the statistical model identification. In: **IEEE Transactions on Automatic Control**, v. 19, n. 6, p. 716-723. Doi: 10.1109/TAC.1974.1100705.
- ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DAS INDÚSTRIAS EXPORTADORAS DE CARNES - ABIEC. In: **Perfil da pecuária no Brasil: relatório anual 2018**. Disponível em: <http://abiec.siteoficial.ws/images/upload/sumario-pt-010217.pdf>. Acesso em: 10 dez. 2018.
- BAILEY, D.; BRORSEN, B. W. Price asymmetry in spatial fed cattle markets. In: **Western Journal of Agricultural Economics**, v. 14, n. 2, p. 246-252, dec. 1989.
- BENDER FILHO, R.; ALVIM, A. M. Análise de transmissão de preços no mercado de carne bovina entre os países do Mercosul e os Estados Unidos. In: **Revista de Economia e Administração**, v. 7, n. 4, p. 402-418, 2008.
- CENTRO DE ESTUDOS AVANÇADOS EM ECONOMIA APLICADA - CEPEA. **PIB do agronegócio brasileiro**. Disponível em: <https://www.cepea.esalq.usp.br/br/pib-do-agronegocio-brasileiro.aspx>. Acesso em: 30 jan. 2019.
- CUNHA, D. A.; LIMA, J. E.; BRAGA, M. J. Integração espacial do mercado de boi gordo: uma análise de cointegração com threshold. In: **Análise Econômica**, v. 28, n. 53, p. 251-267, mar. 2010. Doi: 10.22456/2176-5456.8103.
- DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. In: **Econometrica: Journal of the Econometric Society**, v. 49, n. 4, p. 1057-1072, jul. 1981. Doi: 10.2307/1912517.
- DONG, X.; WALDRON, S.; BROWN, C.; ZHANG, J. Price transmission in regional beef markets: Australia, China and Southeast Asia. In: **Emirates Journal of Food and Agriculture**, p. 99-106, 2018. Doi: 10.9755/ejfa.2018.v30.i2.1601.
- GAIO, L. E.; CASTRO JÚNIOR, L. G.; OLIVEIRA, A. B. Causalidade e elasticidade na transmissão de preço do boi gordo entre regiões do Brasil e a bolsa de mercadorias & futuros (BM&F). In: **Organizações Rurais & Agroindustriais**, v. 7, n. 3, p. 282-297, 2005.
- GILBERT, C. L.; MORGAN, C. W. Food price volatility. In: **Philosophical Transactions of the Royal Society B: Biological Sciences**, v. 365, n. 1554, p. 3023-3034, 2010. Doi: 10.1098/rstb.2010.0139.

- GOODWIN, B. K.; PIGGOTT, N. E. Spatial market integration in the presence of threshold effects. In: **American Journal of Agricultural Economics**, v. 83, n. 2, p. 302-317, 2001. Doi: 10.1111/0002-9092.00157.
- GRANGER C. W. J. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. In: **Econometrica**, v. 37, n. 3, p. 424-438, Aug. 1969. Doi: 10.2307/1912791.
- GRIFFITH, G. R.; PIGGOTT, N. E. Asymmetry in beef, lamb and pork farm-retail price transmission in Australia. In: **Agricultural Economics**, v. 10, n. 3, p. 307-316, 1994. Doi: 10.1016/0169-5150(94)90031-0.
- HOUCK, J. P. An approach to specifying and estimating nonreversible functions. In: **American Journal of Agricultural Economics**, v. 59, n. 3, p. 570-72, Aug. 1977. Doi: 10.2307/1239663.
- JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegrating vectors. In: **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 12, n. 2/3, p. 231-254, Jun./Sep. 1988. Doi: 10.1016/0165-1889(88)90041-3.
- JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration—with applications to the demand for money. In: **Oxford Bulletin of Economics and statistics**, v. 52, n. 2, p. 169-210, May. 1990. Doi: 10.1111/j.1468-0084.1990.mp52002003.x.
- KINNUCAN, H. W.; FORKER, O. D. Asymmetry in farm-retail price transmission for major dairy products. In: **American Journal of Agricultural Economics**, v. 69, n. 2, p. 285-292, May. 1987. Doi: 10.2307/1242278.
- MATTOS, L. B.; LIMA, J. E. Integração espacial de mercados na presença de custos de transação: um estudo para o mercado de boi gordo em Minas Gerais e São Paulo. In: **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 47, n. 1, p. 249-274, jan./mar. 2009. Doi: 10.1590/S0103-20032009000100009.
- OLIVEIRA NETO, O. J.; GARCIA, F. G. Cross hedging do novilho argentino no mercado futuro do boi gordo brasileiro. In: **Custos e @gronegocio on line**, v. 9, n. 2, p. 117-151, abr./jun. 2013.
- SILVA NETO, W. A.; PARRÉ, J. L. Assimetria na transmissão de preços: evidências empíricas. In: **Revista Econômica do Nordeste**, v. 43, n. 1, p. 109-123, jan./mar. 2012.
- UNITED STATES DEPARTMENT OF AGRICULTURE - USDA. **Data and Statistics**. Disponível em: <http://apps.fas.usda.gov/psdonline/psdQuery.aspx>. Acesso em: 20 abr. 2019.
- WALD, A. Tests of statistical hypothesis concerning several parameters when the number of observations is large. In: **Transactions of the American Mathematical Society**, v. 54, p. 426-482, 1943. Doi: 10.2307/1990256.
- ZILLI, J. B.; SILVA, A. F.; CAMPOS, S. K.; COSTA, J. S. Análise da cointegração e causalidade dos preços de boi gordo em diferentes praças nas regiões sudeste e centro-oeste do Brasil. In: **Revista de Economia Agrícola**, v. 55, n. 2, p. 105-119, jul./dez. 2008.

POLÍTICA MONETÁRIA: EXPORTAÇÕES DO BRASIL E DO ESTADO DE MINAS GERAIS¹

Monetary policy: exports from Brazil and the state of Minas Gerais

Patrícia Alves Rosado Pereira

Economista. Doutora em Economia Aplicada. Professora Associada do Departamento de Ciências Econômicas da Universidade Federal de São João Del-Rei - UFSJ. Departamento de Ciências Econômicas. Campus Tancredo de Almeida Neves – CTAN. São João del-Rei, Minas Gerais – Brasil CEP: 36.301-360. patyrosado@ufsj.edu.br

Gabriel Simão Faleiros

Graduando em Ciências Econômicas. Bolsista de Iniciação científica – CTAN/UFSJ. São João del-Rei, Minas Gerais – Brasil CEP: 36.301-360. gabrielsimaobh@gmail.com

Talles Girardi de Mendonça

Economista. Doutor em Economia Aplicada pela UFV. Professora do Departamento de Ciências Econômicas da UFSJ. tallesgm@ufsj.edu.br

Simone de Faria Narciso Shiki

Economista. Doutora em Desenvolvimento Sustentável. Professora Associada do Departamento de Ciências Econômicas da UFSJ. sfshiki@ufsj.edu.br

Abstract: Este artigo analisa os impactos de choques na política monetária via oferta de moeda, taxa de juros de curto e longo prazo, taxa de câmbio, operações de crédito sobre as exportações brasileiras de produtos básicos, semimanufarados e manufaturados do Brasil e do estado de Minas Gerais no período de janeiro de 2004 a dezembro de 2019. É utilizada como metodologia o modelo de vetor de autorregressão vetorial (VAR). Os resultados indicam que a oferta de moeda, taxa de juros Selic, a taxa de juros de longo prazo e a taxa de câmbio são, dentre as variáveis incluídas no modelo, os determinantes mais importantes na variação das exportações de produtos básicos, semimanufaturado e manufaturados, ficando atrás apenas da renda externa e do índice de preços dos Estados Unidos para o Brasil e para o estado de Minas Gerais, tanto no curto como no longo prazo.

Keywords: Política monetária; Exportações por fator agregado; VAR.

Resumo: This article analyzes the impacts of shocks on monetary policy via money supply, short and long-term interest rates, exchange rate, credit operations on Brazilian exports of basic, semi-manufactured and manufactured goods from Brazil and the state of Minas Gerais, from January 2004 to December 2019. The vector model of vector auto regression (VAR) is used as a methodology. The results indicate that the money supply, the Selic interest rate, the long-term interest rate and the exchange rate are, among the variables included in the model, the most important determinants in the variation of exports of basic, semi-manufactured and manufactured goods, only behind foreign income and the US price index for Brazil and for the state of Minas Gerais, both in the short and in the long term.

Palavras-chave: Monetary policy; Exports by aggregate factor; VAR.

¹ Os autores agradecem o apoio financeira da FAPEMIG.

1 INTRODUÇÃO

É reconhecido de modo generalizado que a política monetária possui impactos sobre o setor real da economia, ao menos no curto prazo. A forma como ocorrem esses impactos é através dos canais de transmissões monetárias. O estudo dos canais de transmissões monetárias indica que, mesmo dentro de uma mesma economia, os diferentes setores e regiões apresentam comportamentos econômicos diferenciados à choques monetários. Essas diferenças ocorrem principalmente devido a diferentes composições setoriais e diferentes níveis de desenvolvimento econômico entre as regiões e setores da economia.

Estudos mostram a relevância do diferencial setorial para o impacto da política monetária. Tomazzia e Meurer (2009), em seu trabalho sobre os efeitos da política monetária nos setores econômicos brasileiros, utilizam o Índice de Produção Industrial como *proxy* da atividade econômica estadual. Assim, os referidos autores concluem que os setores econômicos brasileiros são afetados de forma diferenciada pela política monetária, além do fato de que a transmissão monetária no Brasil se apresentou mais rápido do que o apresentado para outros países. A explicação dada pelos autores é a predominância de crédito de curto prazo existente no Brasil. Esses autores concluem, também, que o setor agregado da economia brasileira mais afetado pela política monetária é o de bens de consumo duráveis, seguido pelo setor de bens de capital.

Bernhard (2013), em uma tentativa de determinar o canal de transmissão mais eficaz para a política monetária na Nigéria, aplica o teste de causalidade de Granger em três canais de transmissão e alguns agregados macroeconômicos selecionados. O estudo utiliza dados anuais, de 1970 a 2011, e descobriu que a taxa de juros tem o impacto mais forte. O estudo conclui que apenas três canais são funcionais, ou seja, taxa de juros, taxa de câmbio e canais de crédito. Eles recomendam que os três canais devem servir de base para as metas de inflação.

Em uma tentativa de determinar a importância relativa dos canais de transmissão da política monetária na Polônia, Kapuscinski *et al.* (2015) verificaram que houve um declínio acentuado na relevância do canal da taxa de câmbio na transmissão de choques monetários para outros setores da economia. Eles atribuíram a pouca significância desse canal a variações no processo produtivo decorrentes da entrada massiva de empresas internacionais. Eles concluíram que o movimento da inflação era, em grande parte, atribuído ao canal da taxa de juros.

Minella (2003) analisou o impacto de choques monetários nas principais variáveis macroeconômicas e no produto de setores industriais no Brasil, entre 1999 e 2008, e observou a robustez dos modelos e efetividade da política monetária no período. Os setores industriais respondem negativamente à política monetária exógena, mas com diferença no nível do efeito. Os setores de bens de consumo duráveis apresentam a maior resposta. Já os de bens de demanda industrial apresentam uma reação intermediária e, por fim, o de bens de consumo não duráveis apresentam a menor resposta.

Carvalho *et al.* (2020) analisaram a distribuição espacial do impacto da política monetária sobre o crédito na Região Sudeste do Brasil, no período de 2002 a 2012, utilizando a técnica de painel dinâmico de Arellano e Bond. Os resultados mostraram que, dado o atual cenário do mercado bancário brasileiro, o uso da política monetária pode acentuar as condições heterogênicas no acesso ao crédito, sendo que políticas monetárias restritivas não apenas diminuem a atividade econômica e o crédito, mas podem aumentar a disparidade entre as regiões e que políticas expansionistas, além de incentivar a atividade econômica, podem levar à convergência das condições de crédito entre os municípios.

Em estudo realizado sobre análise dos efeitos da política monetária sobre a atividade econômica no estado de Minas Gerais, no período entre março de 2000 e outubro de 2012, Carvalho *et al.* (2018) constataram que a taxa de juros Selic possui baixo poder sobre as variáveis produção industrial e taxa de desemprego mineiras. Porém, em termos dos outros instrumentos de política mo-

netária, como a taxa de juros de longo prazo, as operações de crédito, a taxa de câmbio e a oferta de moeda, os efeitos foram significativos e permanentes, indicando a não neutralidade da moeda.

Diante disso, levando-se em consideração a relevância das exportações para a economia brasileira e para o estado de Minas Gerais, o presente estudo busca responder a seguinte questão: será que a política monetária possui efeitos assimétricos nos diferentes setores da economia por fator agregado e entre o estado de Minas Gerais e o Brasil como um todo?

Como hipótese o presente estudo considera que a política monetária adotada no Brasil gerou efeitos assimétricos sobre as exportações por fator agregado no Brasil e para o estado de Minas Gerais, no período de janeiro de 2004 a dezembro de 2019. Esses efeitos são decorrentes da atuação do governo sobre a quantidade de moeda, sobre o nível das taxas de juros de curto e de longo prazo e, também, sobre a taxa de câmbio. Os produtos destinados ao mercado externo sofrem maior influência da taxa de câmbio, que, por sua vez, depende da taxa de juros nominal, ou seja, da política monetária.

O período escolhido para o estudo foi o de janeiro 2004 a dezembro de 2019. Tal escolha permitiu a análise da política monetária brasileira após a implantação do Plano Real e a consequente estabilização da economia.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

A importância da política monetária tem sido alvo de constantes discussões na história do pensamento econômico em termos da sua eficácia e duração para alterar variáveis reais. A política monetária – ao contrário da política fiscal, que opera na economia de forma direta, aumentando ou diminuindo gastos – envolve instrumentos que não causam impacto direto nas decisões dos agentes econômicos. Portanto, para discutir a eficácia da política monetária torna-se necessário entender como os mecanismos de transmissão, isto é, os instrumentos de política monetária e a disposição das autoridades monetárias influenciam a decisão das famílias e empresas.

De acordo com Mishkin (1995), os mecanismos de transmissão da política monetária incluem os canais tradicionais de taxas de juros, da taxa de câmbio e do crédito via empréstimo bancário e do balanço patrimonial, dentre outros. O presente estudo abordará apenas esses três canais de transmissão da política monetária via taxa de juros, câmbio e crédito.

Uma das mais importantes características do canal da taxa de juros é a sua ênfase à taxa de juros real e não à nominal, como a taxa que afeta as decisões do consumidor e das empresas, de acordo com Mishkin (1995). Para o referido autor, de forma geral, é a taxa de juros real de longo prazo e não a de curto prazo que tem maior impacto sobre os gastos.

Para Mishkin (1995), mudanças nas taxas de juros nominais de curto prazo induzidas por um banco central resultam em uma mudança correspondente nas taxas de juros reais sobre os títulos de dívida tanto no curto quanto no longo prazo. Esse fenômeno é conhecido como preços rígidos, isto é, o nível de preço agregado se ajusta lentamente com o tempo, o que significa que a política econômica expansionista reduz a taxa de juros nominal e real de curto prazo.

A transmissão da variação das taxas nominais para as taxas reais está relacionada à rigidez temporária de salários e preços. Já a transmissão das taxas de curto para longo prazo decorre do fato da taxa de juros de longo prazo ser dada pela média ponderada das taxas de juros de curto prazo esperadas futuras. Dessa forma, é o ajuste lento da economia que transmite o efeito monetário para o setor real, embora, neste modelo, o efeito seja apenas no curto prazo (TAYLOR, 1995).

Carvalho *et al.* (2007) explicam que a política monetária ao alterar a taxa de juros altera o rendimento na circulação financeira. A comparação da taxa de juros com o rendimento do investimento na circulação industrial pode levar ao vazamento de liquidez da circulação financeira para a industrial, de forma a expandir a produção econômica.

O segundo canal é o do câmbio, que passou a ser um dos principais instrumentos de política monetária, pois, com o advento da globalização – em que as economias do mundo inteiro passaram por um processo de internacionalização – e com a mudança do regime de câmbio de fixo para flexível, a política monetária passou a afetar de forma significativa as taxas de câmbio, que, por sua vez, afetam as exportações líquidas e o produto agregado.

O mecanismo de transmissão via câmbio envolve também os efeitos das taxas de juros, em virtude de que, quando os juros caem, os depósitos domésticos em real se tornam menos atraentes em relação aos depósitos em moedas estrangeiras. Em consequência, o valor dos depósitos em real em relação aos depósitos em outras moedas cai e ocorre uma desvalorização do real. O valor mais baixo da moeda doméstica barateia os produtos domésticos em relação aos estrangeiros, causando um aumento das exportações líquidas e, por conseguinte, do produto agregado. Portanto, o canal do câmbio ocorre via alteração da taxa de juros, que altera a rentabilidade dos ativos nacionais em relação aos ativos externos.

Conforme Mendonça (2001), uma elevação na taxa de juros aumenta a entrada de capitais externos, o que eleva o preço da moeda doméstica. Essa relação faz com que o produto doméstico se torne mais caro no exterior, diminua as exportações líquidas e diminua o produto.

O terceiro mecanismo de transmissão é o do canal do crédito, pelo qual a política monetária afeta a oferta de crédito e a capacidade dos bancos de financiar a atividade econômica. A análise desse mecanismo vai ao encontro do problema da informação assimétrica (seleção adversa e risco moral) presente no mercado bancário e financeiro. Existem dois canais de transmissão monetária em consequência desse problema: o canal de empréstimos bancário e aqueles que funcionam através dos efeitos sobre os balanços patrimoniais das firmas e dos indivíduos.

Segundo Mishkin (1995), o mecanismo de transmissão via empréstimos bancários demonstrou que os bancos desempenham papel importante no sistema financeiro por estarem adequados para resolverem os problemas da assimetria de informações no mercado de crédito. A maior parte dos tomadores de empréstimos não tem acesso ao mercado de crédito a não ser que tomem emprestado de bancos. Isso significa que existem tomadores que conseguem crédito apenas quando os bancos o colocam a sua disposição.

Assim, desde que não haja substituição perfeita de depósitos bancários do varejo por outras fontes de recursos, esse mecanismo de transmissão funciona da seguinte forma: uma expansão da oferta de moeda aumenta o nível de reservas e depósitos bancários, elevando a quantidade de empréstimos nos bancos disponíveis para financiar suas atividades. Esse aumento nos empréstimos fará aumentar os gastos com investimento o que elevará a demanda agregada e o produto. Esse canal tem um efeito maior nas firmas menores do que nas maiores, pois as primeiras dependem mais de empréstimos bancários, uma vez as maiores conseguem captar recursos através do mercado de ações e títulos de dívida, e não apenas através dos bancos.

Para Mishkin (1995), o canal do balanço patrimonial também se deriva da presença de problemas de informação assimétrica no mercado de crédito. A política monetária pode afetar os balanços patrimoniais das firmas da seguinte forma: uma política monetária expansionista via aumento da oferta de moeda, que causa aumento nos preços das ações, eleva o valor líquido das firmas, resultando em gastos mais elevados, com investimento e aumento da demanda agregada por causa da diminuição dos problemas da seleção adversa e risco moral.

Segundo Stiglitz e Wiss (1981), mesmo que a demanda de empréstimos seja maior do que a oferta, a presença da assimetria de informações e dificuldades de selecionar maus pagadores, o banco tende a racionar crédito. Isso porque um aumento da taxa de juros aumenta o risco do empréstimo, de forma que seu retorno esperado se torne decrescente. Por isso, os bancos tendem a exigir garantias em troca de seus empréstimos. Essa situação gera um racionamento de crédito.

Conforme Minsky (2010), a demanda efetiva por investimento necessita de financiamento, e este pode vir de fundos externos ou internos. Dado que um investimento dificilmente possui re-

cursos internos para ser realizado, é comum na economia contemporânea o financiamento por uma fonte externa. Quando ocorre esse processo, os pagamentos dos compromissos tornam-se um determinante do fluxo de caixa mínimo necessário para a manutenção. Dessa forma, o financiamento torna-se um dos determinantes do investimento.

As decisões dos bancos em realizar operações de empréstimos estão ligadas à incerteza quanto ao futuro e, assim como os demais agentes econômicos, os bancos possuem preferência pela liquidez. Conforme Keynes (2012), a oferta de empréstimos depende dos termos e do estado de expectativas dos bancos para se tornarem mais ou menos líquidos. Dessa forma, a política monetária adotada pelo Banco Central altera não apenas as condições dos bancos de realizar empréstimo, mas, também, a disposição a emprestar.

3 METODOLOGIA

Há vários métodos para analisar os efeitos dos mecanismos de transmissão da política monetária sobre o setor real da economia, decorrente de diferentes técnicas e da evolução econométrica dos modelos. No entanto, há diferenças relevantes entre os métodos e, até o presente momento, não há consenso a respeito de qual deles é o melhor. Cabe ao pesquisador – diante do problema de pesquisa a ser estudado, dos dados disponíveis e das características específicas dos setores em estudo – optar por aquele que mais se adéque à realidade.

Neste trabalho, adotou-se o modelo de autorregressão vetorial (VAR). A escolha desse modelo deveu-se ao objetivo delineado neste estudo e pelas características dos produtos analisados, além da flexibilidade do modelo e de sua elevada acuidade na elaboração de previsões. A seguir são explanados alguns conceitos fundamentais para a aplicação do modelo utilizado neste trabalho.

Em toda análise que envolve dados de séries temporais, deve-se, primeiramente, verificar a ordem de integração das séries, pois se pode a partir dessa informação identificar se a série possui raiz unitária ou se é estacionária em nível. Tal identificação faz com que o comportamento espúrio entre as variáveis seja evitado. Por isso, para identificar a ordem de integração das séries analisadas neste estudo, adotou-se o teste de Dickey-Fuller Expandido (ADF), que, de acordo com Gujarati (2006), é um dos mais utilizados na literatura de séries temporais.

Os modelos VAR foram propostos como uma alternativa aos modelos estruturais multiequacionais. Sua principal característica consiste em tratar todas as variáveis de forma simétrica, ou seja, sem distinção entre as variáveis endógenas e as exógenas. Nesses modelos, especifica-se um conjunto de variáveis, que interagem entre si, exigindo apenas que as variáveis se relacionem dentro do sistema e determine o número de defasagens necessárias para captar a dinâmica de interações entre as variáveis do modelo.

Os modelos VAR oferecem a possibilidade de obtenção do tempo de reação de respostas a choques, bem como direção, padrão e duração das respostas e intensidades das respostas a choques através da obtenção da função de impulso-resposta (FIR) k períodos à frente.

Segundo Lütkepohl (2004), a metodologia de Auto-Regressão Vetorial (VAR) e de Auto-Regressão Vetorial Reparametrizada (VEC) possibilita a decomposição da variância dos erros de previsão k períodos à frente, o que permite determinar a evolução do comportamento dinâmico apresentado pelas variáveis do modelo ao longo do tempo. Assim, torna possível a separação da variância dos erros de previsão para cada variável em componentes que podem ser atribuídos por ela própria e pelas demais variáveis endógenas isoladamente, apresentando, em termos percentuais, qual o efeito que um choque não antecipado sobre determinada variável tem sobre ela própria e sobre as demais variáveis pertencentes ao sistema.

De acordo com Margarido *et al.* (2012), ao se analisar o efeito de choques individuais sobre a dinâmica do sistema, torna-se necessário diagonalizar a matriz de variância e covariância dos re-

síduos para evitar que choques sobre determinada variável contaminem todo o sistema, impedindo a análise de seu efeito individual sobre o comportamento da variável de interesse.

Assim, o procedimento utilizado nesse estudo para diagonalizar essa matriz foi o da decomposição de Cholesky², com a seguinte ordenação: logaritmo da renda externa (LMM); logaritmo do índice de preços dos Estados Unidos (LIPCEUA); logaritmo da oferta de moeda (LM1); logaritmo da taxa de juros de longo prazo (LTJLP); logaritmo da taxa de juros Selic (LSELIC); logaritmo da taxa de câmbio (LE); logaritmo das operações de crédito do setor privado do Brasil (LOCSPBR); logaritmo do índice de atividade econômica do Brasil (LIAEBR); logaritmo do índice nacional de preços do Brasil (LINPCBR); logaritmo do valor das exportações de produtos básicos (LVEPB) para os bens básicos; e LMM, LIPCEUA, LM1, LTJLP, LSELIC, LE, LOCSPBR, LIAEBR, LINPCBR, logaritmo do valor das exportações de produtos semimanufaturados (LVESM) para os bens semimanufaturados. Somam-se, ainda, LMM, LIPCEUA, LM1, LTJLP, LSELIC, LE, LOCSPBR, LIAEBR, LINPCBR e logaritmo do valor das exportações de produtos manufaturados (LVEPM) para os produtos manufaturados, tanto para o Brasil como para o estado de Minas Gerais.

Vale ressaltar que os dados utilizados neste estudo referentes ao valor das exportações brasileiras e de Minas Gerais de produtos básicos, manufaturados e semimanufaturados foram obtidos da Secretaria de Comércio Exterior do Ministério da Indústria e Comércio (Mdic/SECEX), disponível no site <http://comexstat.mdic.gov.br>. Já a taxa de juros Selic e de longo prazo, oferta de moeda (M1), importações mundiais como *proxy* para a renda mundial, taxa de câmbio, índice de preços ao consumidor de Brasil e EUA foram obtidos no site do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), www.ipedata.gov.br. Os dados utilizados têm frequência mensal e foram transformados em logaritmos, para o melhor ajustamento do modelo. Na operacionalização do modelo, foi utilizado o software econométrico Eviews 10.0.

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Nesta seção, são apresentados os resultados da análise empírica – por meio da estimação do modelo VAR – para avaliar os impactos da política monetária por meio dos mecanismos de transmissão via canal da taxa de juros, oferta de moeda (M1), canal do crédito e da taxa de juros de curto (Selic) e, ainda, de longo prazo (TJLP), controlando os efeitos: da renda externa (LMM); do índice de preços dos Estados Unidos (IPCEUA) e Brasil (INPCBR); do índice de atividade econômico – como *proxy* para a renda interna do Brasil (IAEBR) e Minas Gerais (IAEMG) –, verificando a sensibilidade das exportações em relação a essas variáveis.

Inicialmente, foram realizados os testes de raiz unitária de Dickey Fuller Aumentado (ADF), conforme estabelecido metodologicamente. Os resultados apontam – considerando as séries em nível – que VEPB, VEPSM e VEPM para o Brasil e, para o Estado de Minas Gerais, a rejeição da hipótese da presença de raiz unitária em nível, o que indica que essas séries são estacionárias em nível. Já para LE, LSELIC, LTJLP, LINPCBR, LIPCEUA, LIAE do Brasil e de Minas Gerais e LOCSPMG são estacionárias em primeira diferença. Já as variáveis LM1 e LOCSPBR são estacionárias em segunda diferença aos níveis de 1% e 5% de probabilidade.

O padrão de resposta de uma variável em relação a outra depende do seu poder de explicação na variância das respectivas variáveis. A elasticidade de impulso-resposta mostra os efeitos cumulativos, enquanto a decomposição da variância apresenta um efeito contínuo. Dessa forma, considera-se que a análise conjunta da decomposição da variância do erro de previsão e das funções de resposta-impulso tornam possíveis agregar o impacto de um choque em cada uma das variáveis sobre ela mesma e sobre o restante das variáveis incluídas no modelo, que possam explicar os comportamentos observados.

2 Maiores detalhes sobre o processo de diagonalização da matriz de variância-covariância ver Lutkepohl (2004).

Nesta parte são apresentadas as análises de autorregressão vetorial das séries valor das exportações de produtos básicos (VEPB), manufaturados (VEPM), semimanufaturados (VEPSM) para o Brasil e para o Estado de Minas Gerais. Entretanto, como o modelo VAR é sensível a ordenação das variáveis, e este parte das menos endógenas para as mais endógenas, optou-se por ordenar as variáveis da seguinte forma: LMM, LIPCEUA, LE, LM1, LSELIC, LTJLP, LOCSPBR, LIAEBR, LINPCBR, LBBR para os bens básicos Brasil; LMM, LIPCEUA, LE, LM1, LSELIC, LTJLP, LOCSPBR, LIAEBR, LINPCBR, LSMBR para os bens semimanufaturados; LMM, LIPCEUA, LE, LM1, LSELIC, LTJLP, LOCSPBR, LIAEBR, LINPCBR, LMBR para os bens manufaturados. Para o estado de Minas Gerais, seguiu-se a seguinte ordenação: LMM, LIPCEUA, LE, LM1, LSELIC, LTJLP, LOCSPMG, LIAEMG, LINPCBR, LBMG para os bens básicos; LMM, LIPCEUA, LE, LM1, LSELIC, LTJLP, LOCSPMG, LIAEMG, LINPCBR e LSMMG para os bens semimanufaturados; LMM, LIPCEUA, LE, LM1, LSELIC, LTJLP, LOCSPMG, LIAEMG, LINPCBR, LMMG para os bens manufaturados.

Na identificação do número de defasagens do modelo VAR, utilizou-se o Critério de Schwarz, que, segundo Enders (1995), é o mais parcimonioso, o qual identificou a existência de apenas uma defasagem em todos os modelos analisados para o Brasil e o estado de Minas Gerais.

4.1 Análise dos Impactos da Política Monetária por fator agregado do Brasil

Na Tabela 1, têm-se os resultados relativos à decomposição da variância dos erros de previsão para os produtos básicos, semimanufaturados e manufaturados do Brasil.

A primeira coluna representa os períodos, expressos em meses. Considera-se também que um choque não antecipado sobre as variáveis analisadas perdure no máximo por 24 meses. No caso da variável LVEPB, a décima coluna informa o percentual da variância dos erros de previsão em função de choques não antecipados sobre essa variável, ou seja, mede qual o efeito que um choque não antecipado sobre LVEPB tem sobre ela mesma ao longo do tempo. As demais colunas captam os percentuais das variâncias dos erros de previsão de LVEPB atribuídos às variações em LMM, LIPCEUA, LE, LM1, LSELIC, LTJLP, LOCSPBR, LIAEBR, LINPCBR.

A Tabela 1 mostra a decomposição variância do valor das exportações brasileiras de produtos básicos. Nota-se que no primeiro mês as variações do valor das exportações de produtos básicos (LVEPBBR) ocorrem em virtude do seu próprio valor (61,11%) e da renda mundial (LMM) de 15,22%. Após vinte e quatro meses, a mudança no valor das exportações brasileiras desses produtos básicos ocorreu em virtude: de seu próprio valor (37,29%); do índice de preços dos Estados Unidos (LIPCEUA) (17,66%); da oferta de moeda (LM1) (13,94%); da renda mundial (LMM) (9,81%); do índice de atividade econômica (LIAEBR) (8,28%); da taxa de juros Selic (5,98%); e da taxa de câmbio (LE) (4,72%).

Já a taxa juros de longo prazo (LTJLP), operações de crédito (LOCSPBR) e o índice de preços ao consumidor do Brasil (LINPCBR), contribuíram com uma menor magnitude para as variações do valor das exportações brasileiras de produtos básicos na ordem de 0,36%, 1,05% e 1,52%, respectivamente.

Pode-se observar que, ao longo de um período de 24 meses, as variações no valor das exportações brasileiras de produtos básicos são em sua maioria resultados de fatores relacionados a sua própria esfera. Percebe-se que o índice de preços ao consumidor dos EUA (IPCEUA), a oferta de moeda (LM1), renda mundial (LMM), índice de atividade econômica (LIAEBR), taxa de juros Selic (LSELIC) e taxa de câmbio (LE) são os determinantes mais importantes na variação das exportações brasileiras de produtos básicos (LVEPBBR). Pode-se destacar também que a participação do IPCEUA, do LM1 e LMM na composição da variação das exportações de produtos básicos é relativamente maior que LSELIC e LIAEBR.

Em relação aos produtos semimanufaturados, pode-se observar pela Tabela 1 que, após vinte e quatro meses, a mudança no valor das exportações brasileiras de produtos semimanufaturados

ocorreram em virtude: do seu próprio valor (LVEPSMBR), que passou de 62,65% para 44,41%; da renda mundial (LMM), que passou de 27,41% para 36,01%; do índice de preços dos Estados Unidos (LIPCEUA), que passou de 4,70% para 5,73%; da oferta de oferta de moeda (LM1), que passou de 0,35% para 5,46%; da taxa de juros Selic, que passou de 3,96% para 2,60%. Simultaneamente, o papel da taxa de câmbio é de apenas 1,26% e da taxa juros de longo prazo de 2,17%, na condução das exportações de produtos semimanufaturados. Após decorridos 24 meses do choque, a renda externa continua sendo a variável mais importante na determinação das exportações de produtos semimanufaturados.

A Tabela 1 mostra também a decomposição do valor das exportações brasileiras de produtos manufaturados até 24 meses posteriores ao choque. Percebe-se que a renda externa, a oferta de moeda, o índice de preços dos EUA e a taxa de câmbio são, dentre as variáveis observadas, os determinantes mais importantes na variação das exportações de produtos manufaturados do Brasil.

De acordo com os resultados obtidos para as funções de impulso resposta, representados na Figura 1, é possível constatar que as variáveis índice de preços internos (INPCBR), operações de crédito do setor privado (OCSP) e a taxa de juros de longo prazo (LTJLP) não exercem efeitos significativos sobre o valor das exportações de produtos básicos. Pode-se notar também que o LBBR consegue absorver completamente o choque na LIAEBR, LE, LSELIC, LM1, LIPCEUA e LMMUD dentro do período de 12 meses.

Tabela 1 – Decomposição da variância do erro de previsão valor das exportações de produtos básicos, semimanufaturados e manufaturados do Brasil

Logaritmo do valor das exportações de produtos básicos										
Período	LMM	LIPCEUA	LM1	LTJLP	LSELIC	LE	LOCSPBR	LIAEBR	LINPCBR	LVEPBBR
1	15,22	2,85	0,29	0,04	9,39	2,29	0,51	8,16	0,14	61,11
6	9,87	18,09	13,95	0,34	5,23	4,83	0,88	8,51	0,26	38,03
12	9,80	17,65	13,95	0,36	5,98	4,72	1,01	8,28	0,95	37,29
18	9,79	17,40	13,78	0,35	6,68	4,65	1,03	8,16	1,25	36,88
24	9,77	17,15	13,60	0,36	7,41	4,59	1,05	8,06	1,52	36,47
Logaritmo do valor das exportações de produtos semimanufaturados										
Período	LMM	LIPCEUA	LM1	LTJLP	LSELIC	LE	LOCSPBR	LIAEBR	LINPCBR	LVEPSMBR
1	27,41	4,70	0,35	0,03	3,96	0,03	0,49	0,38	0,01	62,65
6	33,22	6,60	5,77	1,95	2,88	0,54	0,37	0,56	0,37	47,74
12	36,01	6,12	5,37	2,14	2,72	1,26	0,37	0,68	0,91	44,41
18	37,20	5,91	5,23	2,09	2,68	1,79	0,36	0,70	1,07	42,98
24	36,01	6,12	5,46	2,17	2,60	1,26	0,37	0,68	0,91	44,41
Logaritmo do valor das exportações de produtos manufaturados										
Período	LMM	LIPCEUA	LM1	LTJLP	LSELIC	LE	LOCSPBR	LIAEBR	LINPCBR	LVEPMBR
1	34,41	6,05	4,37	0,03	2,22	0,16	1,50	1,26	1,31	48,70
6	36,35	11,07	13,47	0,10	2,07	3,35	1,34	1,92	0,98	29,05
12	40,16	9,90	12,02	0,12	1,92	4,91	1,59	1,99	1,34	26,05
18	41,60	9,40	11,44	0,14	1,90	5,69	1,59	1,96	1,47	24,83
24	40,16	9,89	12,02	0,12	1,92	4,90	1,59	1,99	1,33	26,05

Fonte: Resultados da pesquisa.

Observando a demanda de exportações brasileiras de produtos básicos, verifica-se que, dentre as variáveis incluídas na análise, a renda mundial é a variável que mais afeta. Já em termos das variáveis de política monetária, pode-se dizer que um aumento de 1% na oferta de moeda promove uma redução de 0,04% no valor das exportações de produtos básicos. Por sua vez, um aumento de 1% no valor da taxa de câmbio tem um efeito positivo de 0,02%, aproximadamente, entre o segundo e sexto mês. Entretanto, a partir do sexto mês, valorizações na taxa de câmbio fazem com que as exportações caiam em média a 0,01%.

Quando se observa o choque na variável oferta de moeda, constata-se que o efeito no período inicial é negativo e depois do sétimo mês torna-se positivo, sendo absorvido após o décimo segundo período. De acordo com os resultados, a oferta de moeda parece desestimular as exportações de bens básicos. Esse comportamento poderia, em parte, ser explicado pelo aumento do consumo gerado pela expansão da oferta de moeda. Destaca-se que os bens básicos podem se destinar tanto ao consumo final quanto ao consumo intermediário da indústria nacional. Nos dois casos haveria desestímulo às exportações.

No que se refere ao choque na Selic, observa-se efeitos relevantes e positivos até o segundo período, indicando que uma elevação nesta variável tende a aumentar as exportações de bens básicos. Entretanto, a partir do terceiro período, os efeitos são negativos e é totalmente absorvido no décimo segundo período. Esse resultado pode ser explicado pelos efeitos da Selic na economia, sobretudo, no que se refere à sua relação com a taxa de câmbio no sentido de valorização da moeda, o que tende a desestimular exportações em todos os setores.

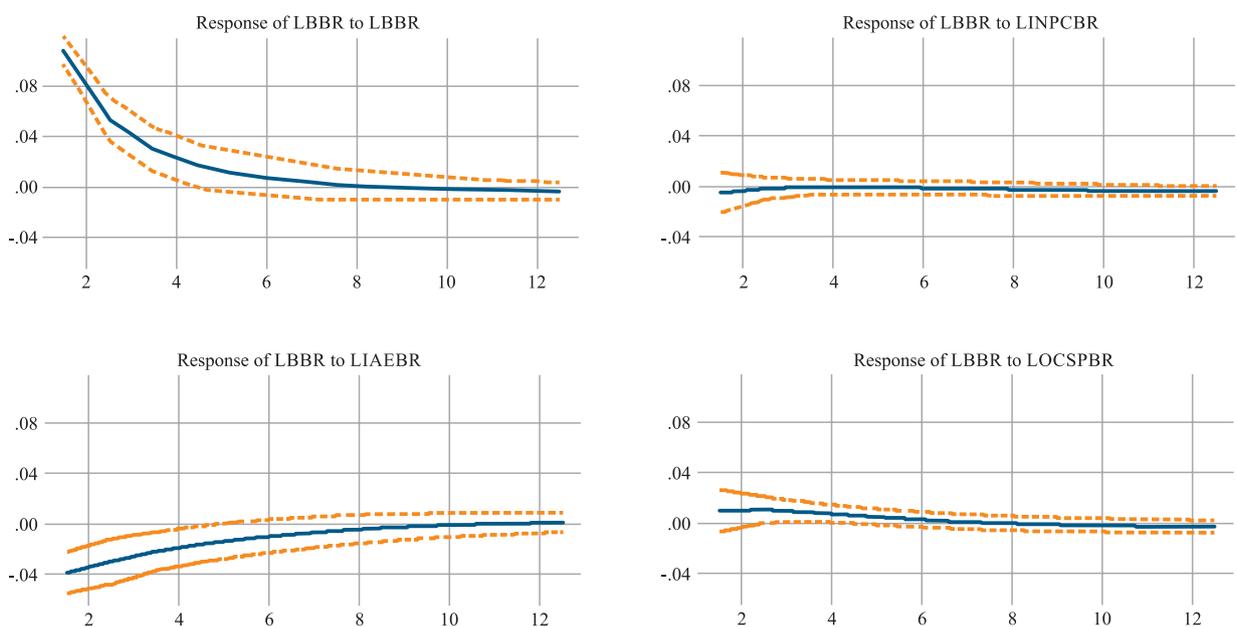
A função de impulso-resposta referente às operações de crédito tem comportamento semelhante ao observado para a taxa câmbio, porém, numa menor magnitude. O efeito esperado sobre da taxa de câmbio e das operações de crédito ocorre no sentido de estimular as exportações, principalmente, dentro dos quatro meses após o choque.

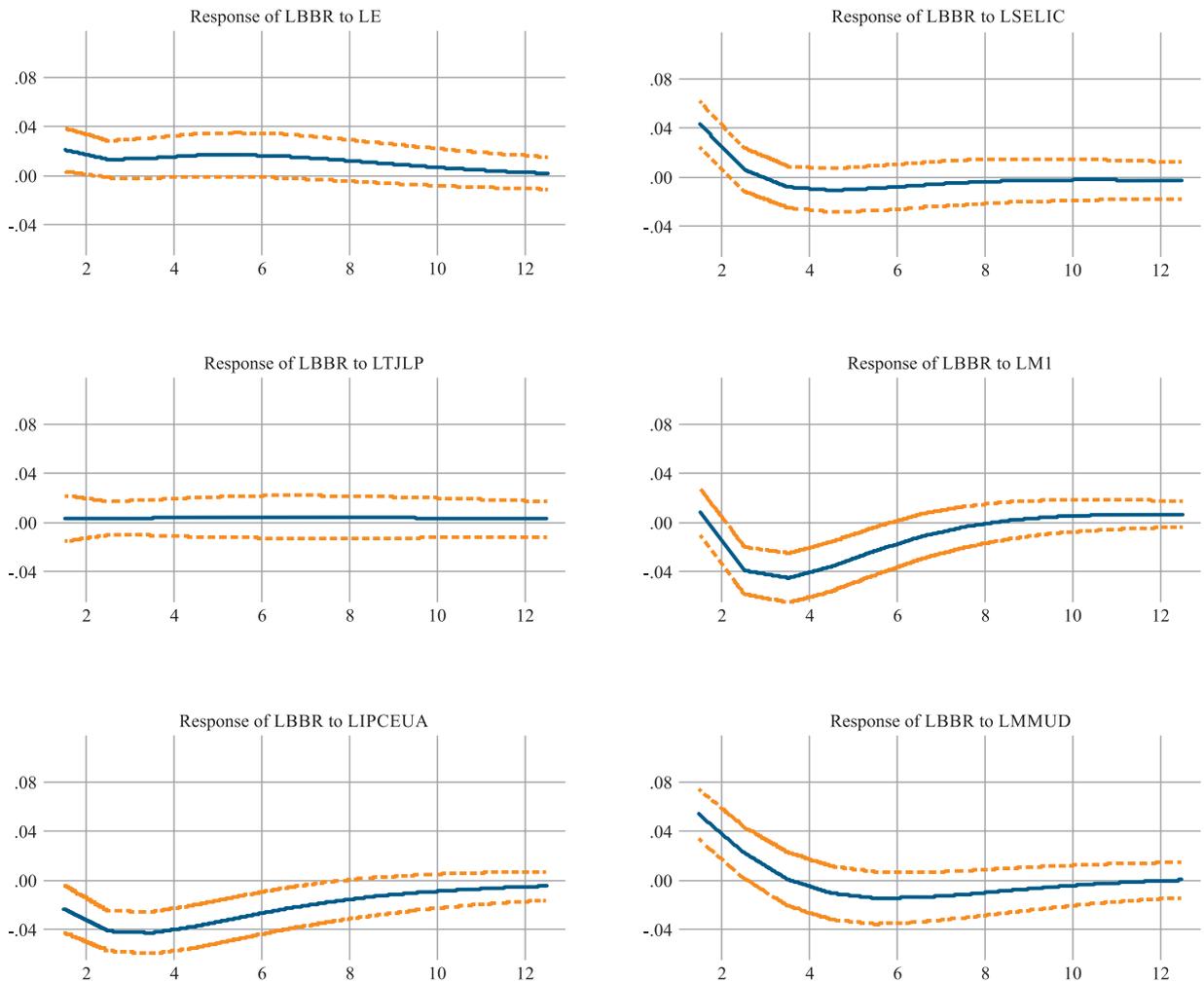
Considerando-se o choque na taxa de câmbio, observa-se predominância de efeitos positivos. Esse resultado era esperado, pois a desvalorização da moeda tende a expandir as exportações de modo geral. Essa baixa participação do câmbio nas exportações de produtos básicos pode ser explicada, em parte, pelas vantagens comparativas que o Brasil tem no setor, não o colocando dependente de desvalorizações cambiais para haver estímulos nas vendas ao exterior.

Constatou-se que para o índice nacional de preços do Brasil, o índice de atividade econômica, as operações de crédito, a taxa de câmbio e a taxa de juros de longo prazo há também a predominância de efeitos positivos, porém, quase nulos sobre as exportações de semimanufaturados (Figura 2).

O choque na oferta monetária parece exercer efeito modesto sobre as exportações de semimanufaturados. Embora os efeitos sejam negativos para oito períodos, sua magnitude é pequena.

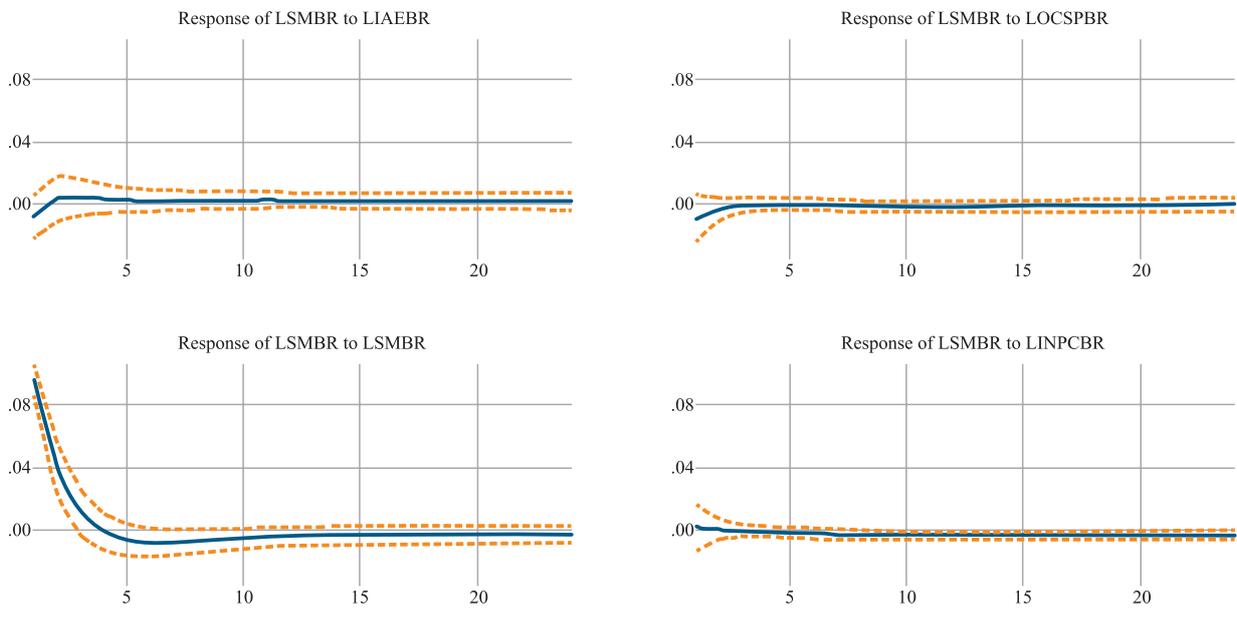
Figura 1 – Resposta das exportações brasileiras de produtos básicos a choques no índice de atividade econômica, renda externa, operações de crédito do setor privado, taxa de câmbio, taxas de juros Selic, taxa de juros de longo prazo e oferta de moeda

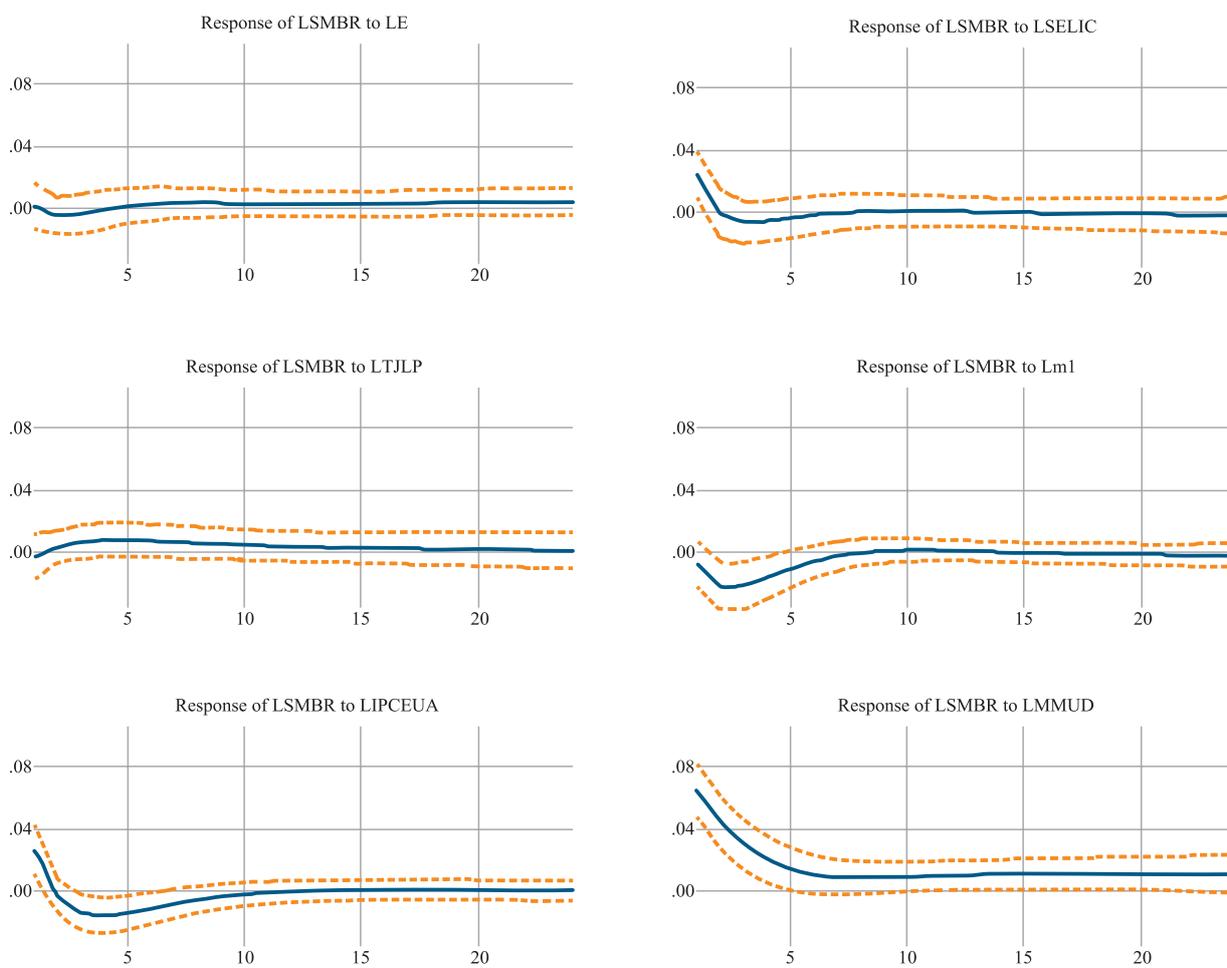




Fonte: Resultados da pesquisa

Figura 2 – Resposta das exportações brasileiras de produtos semimanufaturados a choques na renda mundial, oferta de moeda, taxas de juros Selic e de longo prazo, taxa de câmbio e do índice de preços de semimanufaturados.





Fonte: Resultados da pesquisa.

Dado um choque na taxa de juros Selic, o que se observa são efeitos positivos no primeiro mês, negativo entre o segundo e quinto mês e é totalmente absorvido por volta do sétimo mês, em razão da relação existente entre juros e câmbio. Considerando-se um choque na taxa de câmbio, os resultados sugerem efeitos positivos sobre as exportações, sobretudo, até o terceiro período. Observa-se a continuidade desses efeitos após o quarto período até o décimo segundo mês. O choque no preço dos bens semimanufaturados atuou no sentido de reduzir as exportações. Destaca-se que esses bens têm uso intermediário no processo produtivo e a elevação dos seus preços poderia favorecer a substituição, com conseqüente redução de exportações.

Em relação à renda mundial, esta tende a expandir as exportações de produtos semimanufaturados, sobretudo, no período inicial. Destaca-se que o efeito do choque não é integralmente absorvido dentro do espaço de tempo de 12 meses considerado (Figura 2).

O choque na variável oferta monetária atuou no sentido de reduzir as exportações de bens manufaturados, especialmente, no período inicial. Esse resultado também era esperado, pois quanto maior a oferta de moeda maior o poder de consumo da economia e menor o estímulo à exportação.

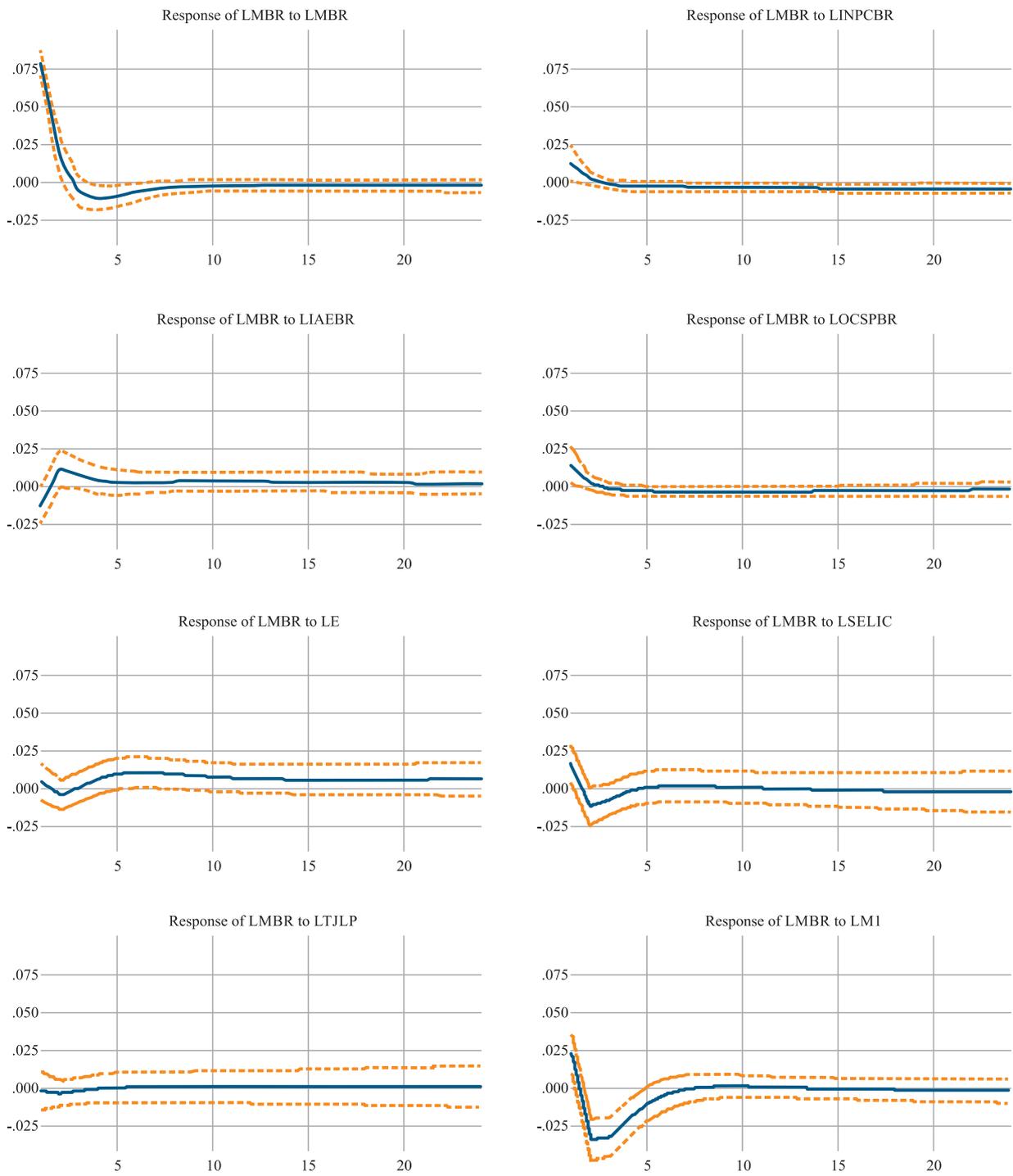
A função de impulso-resposta para a variável Selic sugere que um choque nesta variável tem potencial de reduzir as exportações, principalmente, nos três meses iniciais. Esse resultado era esperado em razão da relação que a taxa Selic possui sobre o câmbio. Os resultados para a taxa de juros de longo prazo são semelhantes. Dado um choque nesta variável, as exportações seriam reduzidas até o terceiro mês.

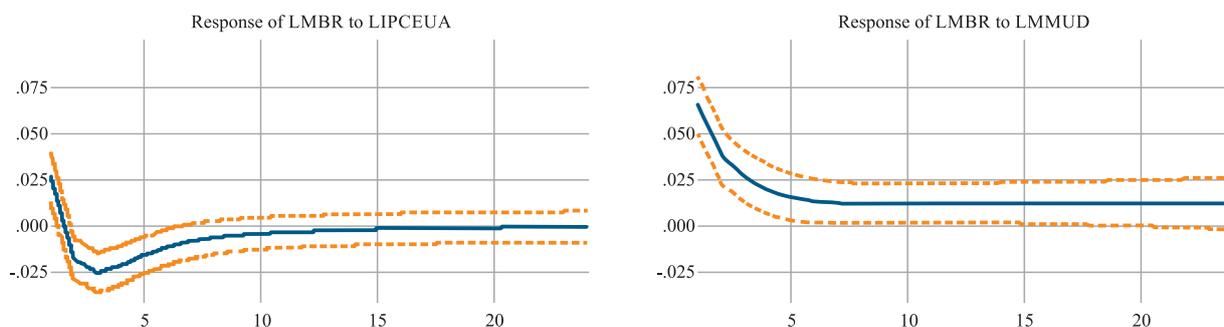
No que se refere às funções referentes ao câmbio e ao preço de exportação, constatou-se predominância de efeitos positivos sobre as exportações dos bens manufaturados. Os resultados estão

de acordo com o esperado, pois a desvalorização cambial tende a estimular as exportações de manufaturados. De igual modo, o preço de exportações é determinante do bom desempenho do setor.

Para as exportações de bens manufaturados constatou-se efeitos positivos e relevantes quando considerado um choque na variável que representa renda mundial (LMM). Esse resultado era esperado, pois quanto maior a renda mundial maiores tendem a ser as exportações, sobretudo, para o setor em análise, tendo em vista a alta elasticidade renda de bens manufaturados. Destaca-se que, nesse caso, a variável não absorveu totalmente o choque dentro de 12 períodos.

Figura 3 – Resposta das exportações brasileiras de produtos manufaturados a choques na renda mundial, oferta de moeda, taxas de juros Selic e de longo prazo, taxa de câmbio e do índice de preços de produtos manufaturados





Fonte: Resultados da pesquisa.

4.2 Análise dos Impactos da Política Monetária por fator agregado do estado de Minas Gerais

Os resultados da decomposição da variância para os valores das exportações de produtos básicos, semimanufaturados e manufaturados do estado de Minas Gerais, estão na Tabela 2.

Pelos resultados, pode-se observar que, ao longo de vinte e quatro meses, as variações nas exportações mineiras de produtos básicos, semimanufaturados e manufaturados, são em sua maioria resultados de fatores próprios às suas esferas, que não estão incluídos no modelo. Cabe destacar ainda que estes são menores que os apresentados pelo Brasil como um todo. Porém, a renda mundial representada pelas importações mundiais (LMM) explica, desde o primeiro mês, 34,53%, 37,96% e 43,10% das variações das exportações mineiras de produtos básicos, semimanufaturados e manufaturados, respectivamente. Com o aumento da defasagem para doze meses, esse valor cai para 29,21% e 38,02% para os produtos básicos e manufaturados e aumenta de 38,53% para as exportações de semimanufaturados. No que tange ao índice de preços dos EUA (LIPCEUA), este teve uma tendência de aumento na participação à medida que se aumentou a defasagem. Já o Índice de Atividade Econômica (LIAEMG) e o Índice Nacional de Preços ao consumidor do Brasil explicam menos as variações das exportações desses produtos.

Em relação às variáveis de política monetária, pode-se dizer que a oferta de moeda (LM1), taxa de juros Selic (LSELIC), taxa de juros de longo prazo (TJLP), taxa de câmbio (LE) e operações de crédito (LOCSPMG) aumentaram sua participação, com exceção da taxa de juros Selic (LSELIC).

A oferta de moeda (LM1) em relação à resposta das exportações de produtos básicos, semimanufaturados e manufaturados se mostrou com baixo poder de explicação no primeiro mês do choque, 0,01%, 0,04% e 0,59%, respectivamente. Entretanto, após 24 meses de defasagem, esses valores aumentaram para 4,22%, 0,34% e 5,06%. Analisando a taxa de juros de longo prazo (LTJLP), nota-se um comportamento semelhante ao da oferta de moeda. No que tange a taxa de câmbio, houve uma participação de 0,39%, 1,84% e 1,97% no primeiro mês; posteriormente, passou a ter participação de 1,22%, 2,34% e 2,31% nas exportações de produtos básicos, semimanufaturados e manufaturados, respectivamente, após vinte e quatro meses.

Esse resultado da taxa de câmbio está de acordo com a explicação de Skiendziel (2008), pelo qual o câmbio real tende a ter um impacto direto sobre o fluxo comercial após algum tempo; por isso, sua participação vai aumentando com o passar do tempo. Já em relação à taxa de juros Selic (LSELIC), esta teve sua participação reduzida, com o passar do tempo, passando de 5,36%, 2,47% e 6,52% para 3,86%, 2,04% e 4,90% para as exportações de produtos básicos, semimanufaturados e manufaturados, respectivamente.

O fato de a taxa Selic ter sua participação reduzida ao longo do tempo e as operações de crédito terem baixa participação nas exportações pode estar relacionado ao fato de a taxa de juros incidente sobre os contratos ter uma parcela maior no curto do que no longo prazo, o que leva a uma

participação maior da taxa Selic sobre as exportações desses produtos no curto prazo. Comportamento semelhante ocorreu na decomposição da variância para as exportações do Brasil.

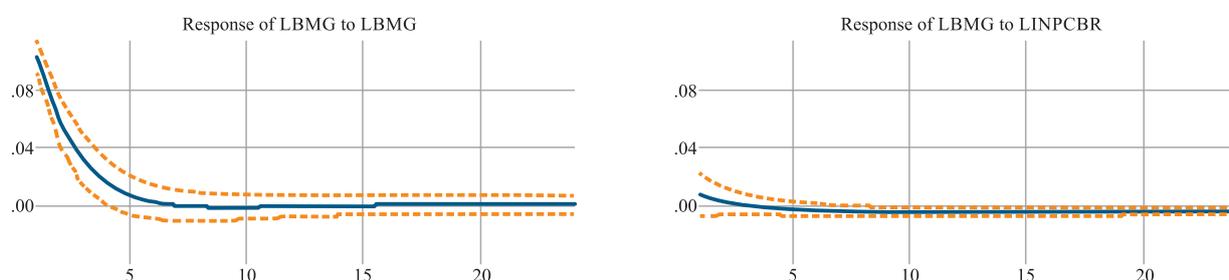
Tabela 2 – Decomposição da variância do erro de previsão valor das exportações de produtos básicos, semimanufaturados e manufaturados do estado de Minas Gerais

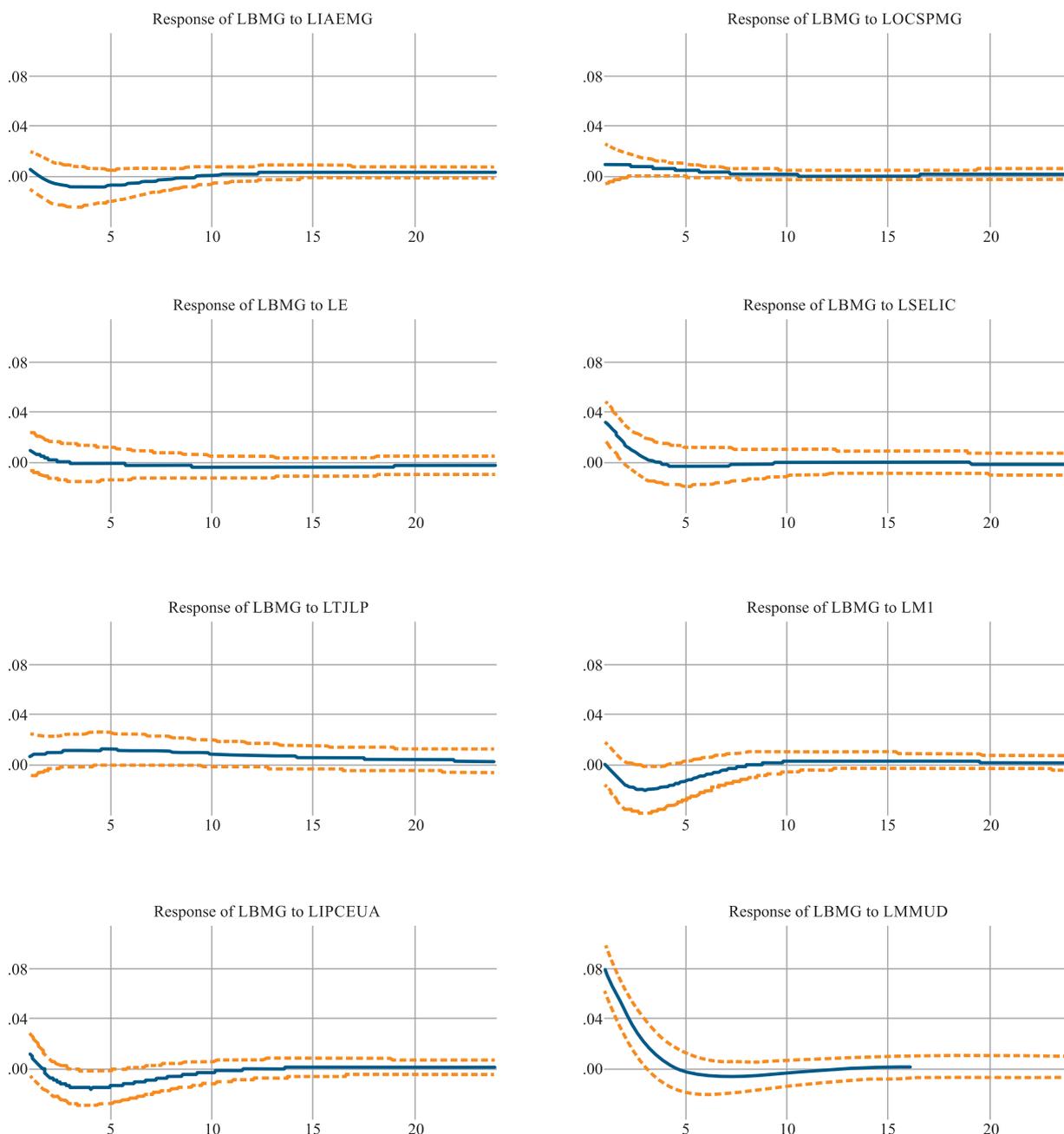
Logaritmo do valor das exportações de produtos básicos										
Período	LMM	LIPCEUA	LMI	LTJLP	LSELIC	LE	LOCSPBR	LIAEBR	LINPCBR	LVEPBBR
1	34,53	0,66	0,01	0,28	5,36	0,39	0,49	0,10	0,30	57,89
6	29,83	3,41	3,92	2,43	4,10	0,31	1,03	1,04	0,31	53,65
12	29,21	3,78	3,95	4,11	3,96	0,63	1,05	1,10	0,58	51,64
18	28,69	3,73	4,14	4,63	3,89	1,01	1,05	1,26	0,90	50,70
24	28,41	3,71	4,22	4,80	3,86	1,22	1,08	1,39	1,15	50,14
Logaritmo do valor das exportações de produtos semimanufaturados										
Período	LMM	LIPCEUA	LMI	LTJLP	LSELIC	LE	LOCSPBR	LIAEBR	LINPCBR	LVEPSMBR
1	37,96	5,17	0,04	0,50	2,47	1,84	0,00	1,44	0,15	50,42
6	38,53	5,39	0,27	3,80	2,14	2,27	0,05	1,21	0,32	44,73
12	38,78	5,29	0,34	5,12	2,12	2,28	0,06	1,44	0,59	43,73
18	39,30	5,20	0,34	5,43	2,08	2,34	0,07	1,59	0,82	42,81
24	39,29	5,21	0,34	5,47	2,04	2,34	0,07	1,59	0,82	41,31
Logaritmo do valor das exportações de produtos manufaturados										
Período	LMM	LIPCEUA	LMI	LTJLP	LSELIC	LE	LOCSPBR	LIAEBR	LINPCBR	LVEPMBR
1	43,10	2,16	0,59	0,00	6,52	1,97	0,31	0,00	0,02	45,33
6	38,56	9,47	5,32	1,18	5,32	1,66	0,31	2,73	0,06	35,37
12	38,02	9,95	5,29	1,68	5,18	1,89	0,38	2,74	0,36	34,50
18	39,65	9,67	5,22	1,75	5,02	2,03	0,44	2,74	0,73	33,49
24	39,55	9,38	5,06	1,73	4,90	2,31	0,45	2,97	1,02	32,42

Fonte: Resultados da pesquisa.

As elasticidades de impulso – resposta para as exportações de produtos básicos – têm os sinais de acordo com os esperados. No que se refere às exportações de básicos para o estado de Minas Gerais, constatou-se que, para o Índice Nacional de Preços do Brasil há predominância de efeitos negativos e operações de crédito, com predominância de efeitos positivos, porém, quase nulos, assim como ocorreu com as exportações de produtos semimanufaturados e manufaturados para o estado de Minas Gerais (Figuras 4, 5 e 6).

Figura 4 – Resposta das exportações do estado de Minas Gerais de produtos básicos a choques na renda mundial, oferta de moeda, taxas de juros Selic e de longo prazo, taxa de câmbio



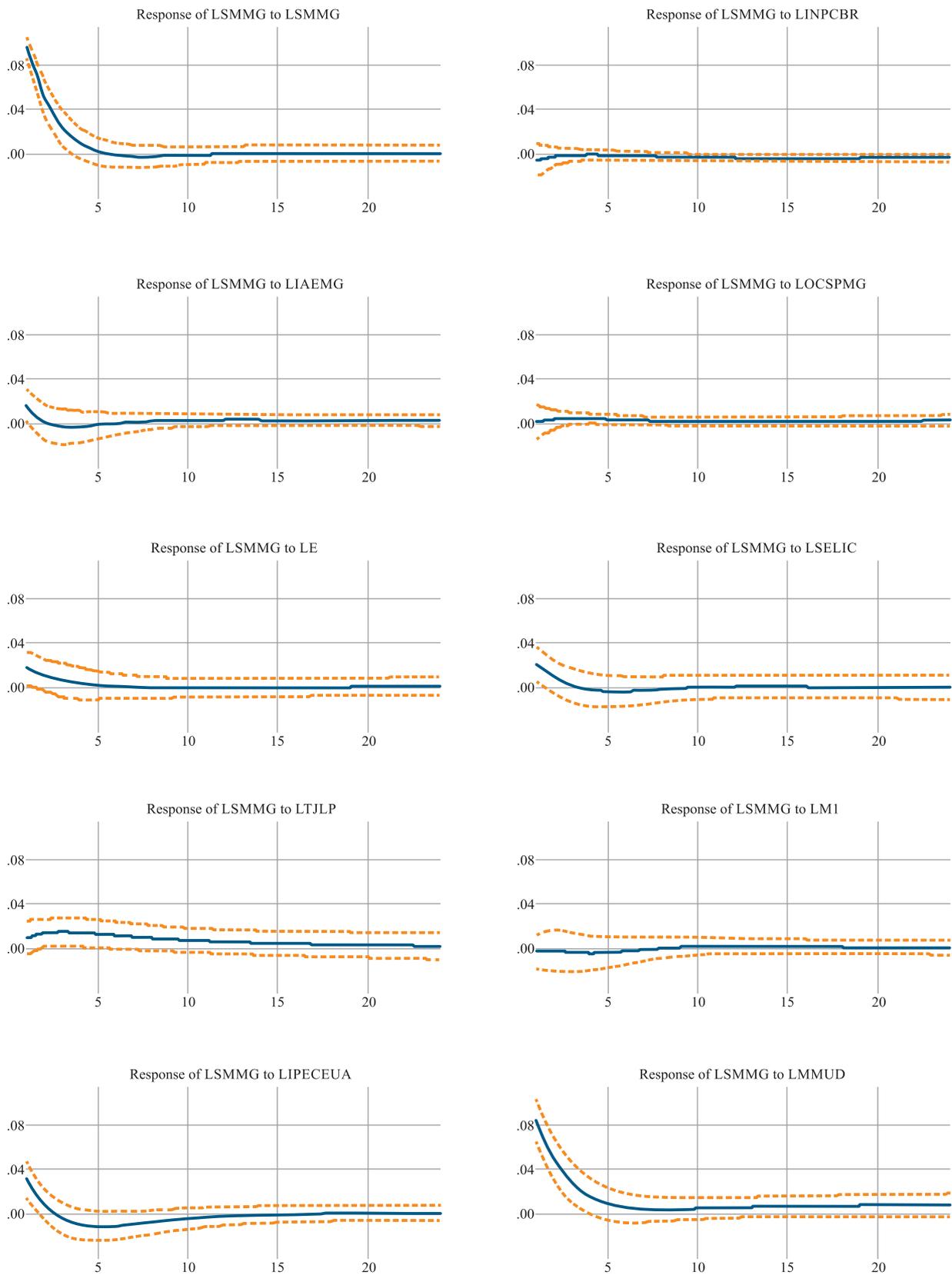


Fonte: Resultados da pesquisa.

Os resultados das figuras 5 e 6 mostram que um choque na própria variável de 10% provoca um aumento de 1,03% no primeiro mês e é absorvido totalmente, com aproximadamente oito meses após o choque. Já o impacto das exportações mundiais, como proxy da renda mundial, foi de aproximadamente 0,8% no primeiro mês e foi totalmente absorvido, com doze meses de defasagem. Comportamento semelhante ocorreu com as exportações de produtos semimanufaturados e manufaturados para o estado de Minas Gerais.

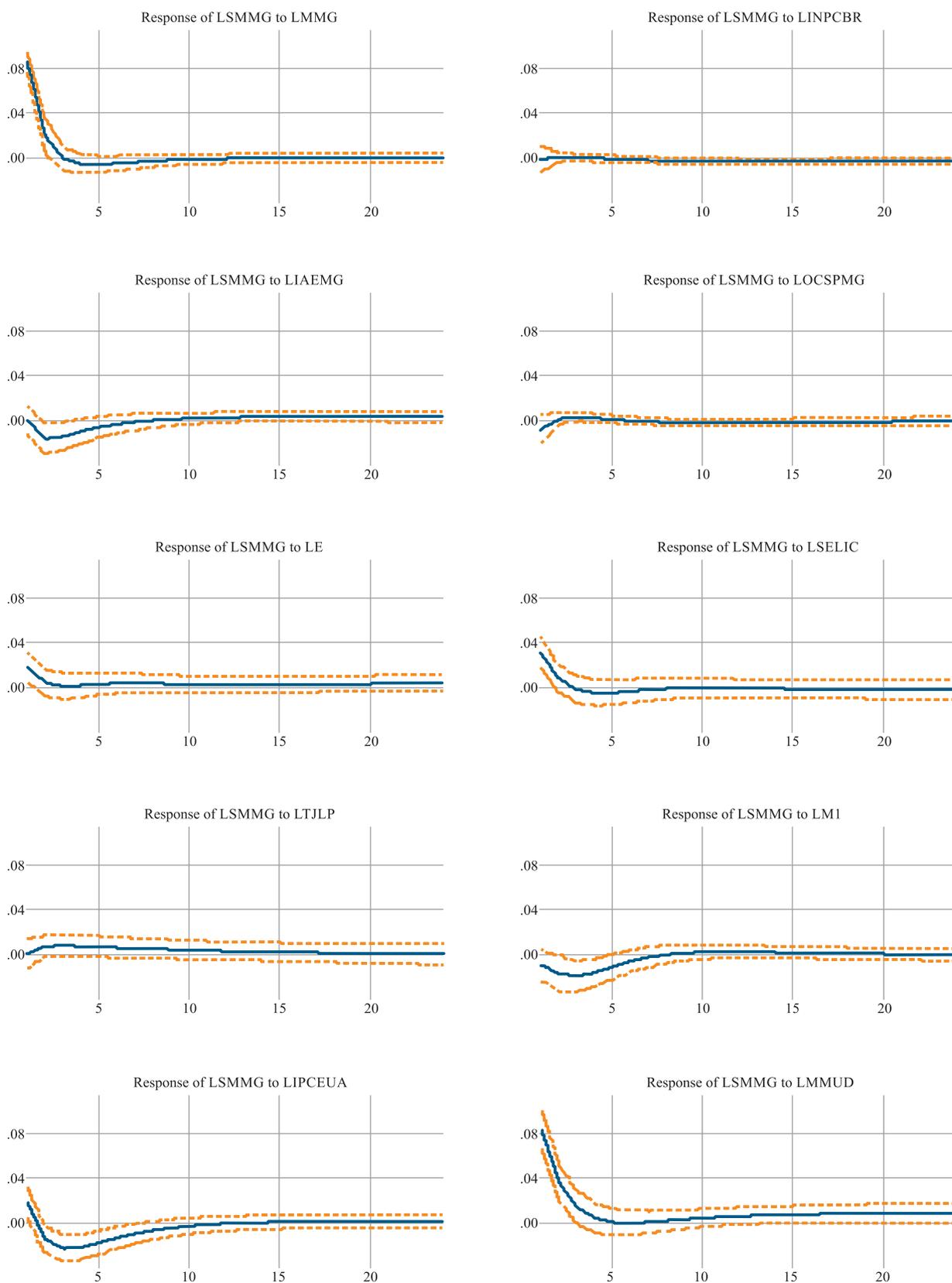
Em relação às variáveis monetárias, pode-se observar que estas afetam as exportações por fator agregado de forma geral, controlando os efeitos das variáveis reais das outras variáveis, como: LNPVBR; LIAEMG; LMMUD; INPCEUA; e das próprias variáveis.

Figura 5 – Resposta das exportações do estado de Minas Gerais de produtos semimanufaturados a choques na renda mundial, oferta de moeda, taxas de juros Selic e de longo prazo, taxa de câmbio



Fonte: Resultados da pesquisa.

Figura 6 – Resposta das exportações do estado de Minas Gerais de produtos manufaturados a choques na renda mundial, oferta de moeda, taxas de juros Selic e de longo prazo, taxa de câmbio.



Fonte: Resultados da pesquisa.

Em relação a taxa de câmbio, pode-se notar que as exportações respondem positivamente nos primeiros dois meses e, a partir do terceiro mês, esta se torna negativa. Esse resultado está contrário ao que se esperava, uma vez que uma desvalorização cambial leva a uma desvalorização da moeda doméstica, o que torna o produto mais barato no exterior. Esse choque é totalmente absorvido com uma defasagem de oito meses. A Selic se mostrou relevante na redução das exportações de produtos básicos, semimanufaturados e manufaturados; uma redução máxima de 0,3% para básicos e manufaturados e 0,2% para manufaturados no primeiro mês. A taxa de juros de longo prazo (LTJLP) possui um impacto nas exportações por fator agregado, que se prolonga por quinze meses. Fica evidente que, após um ano, as mudanças na LTJLP provocam um impacto de 0,06%, aproximadamente, para todas as exportações por fator agregado.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este artigo analisa os impactos de choques na política monetária via oferta de moeda, taxa de juros de curto e longo prazo, taxa de câmbio e oferta de moeda sobre as exportações brasileiras e mineiras de produtos básicos, semimanufaturados e manufaturados no período de janeiro de 2004 a dezembro de 2019. É utilizada como metodologia o modelo de vetor de Auto Regressão Vetorial (VAR). Percebe-se que o índice de preços dos Estados Unidos, a oferta de moeda, a renda externa, a taxa Selic, o índice de atividade econômica do Brasil e a taxa de câmbio são, dentre as variáveis incluídas no modelo, os determinantes mais importantes na variação das exportações de produtos básicos para o Brasil.

Para o estado de Minas Gerais foram: a renda externa; a oferta de moeda; a taxa de juros de longo prazo; a taxa Selic; o índice de preços ao consumidor dos EUA. Já em relação aos produtos semimanufaturados, nota-se que a renda externa, a taxa de juros de longo prazo, o índice de preços dos Estados Unidos, a taxa de câmbio e a taxa Selic são as mais importantes para o Brasil. Para Minas Gerais são: renda externa; índice de preços dos Estados Unidos; a oferta de moeda; a taxa de juros Selic; a taxa de câmbio; a taxa de juros de longo prazo. No que tange aos produtos manufaturados, nota-se que a renda externa, oferta de moeda, índice de preços dos Estados Unidos, taxa de câmbio, índice de atividade interna e a taxa de juros Selic são as variáveis mais importantes que explicam as suas variações. Já para o estado de Minas Gerais são: a renda externa; o índice de preços dos Estados Unidos; a oferta de moeda; a taxa de juros Selic; a taxa de câmbio; a taxa de juros de longo prazo.

Pelos resultados obtidos, pode-se notar a não neutralidade da moeda, tanto no curto como no longo prazo, e que os efeitos – apesar de pouco divergentes entre o Brasil e o estado de Minas Gerais e entre as exportações por fator agregado – não podem ser desprezados pelas autoridades monetárias e que comprovam os efeitos assimétricos dos mecanismos de transmissão da política monetária.

REFERÊNCIAS

- BERNHARD, O. I. Monetary Transmission Mechanism in Nigeria: A Causality Test. *Mediterranean Journal of Social Sciences*, v. 4, n. 13, p. 377-388, 2013.
- CARVALHO, F. J. C. *et al.* **Economia Monetária Financeira: Teoria e Política**. 4ª reimpressão. Rio de Janeiro: Elsevier, 2007.
- CARVALHO, B. P. de; PEREIRA, P. A. R.; SHIKI, S. de F. N. Análise do Impacto da Política Monetária sobre o Crédito *per capita* Municipal na Região Sudeste do Brasil. *Análise Econômica*, Porto Alegre, v. 38, n. 76, p. 95-120, jun. 2020.

- CARVALHO, B. P. de; PEREIRA, P. A. R.; SHIKI, S. de F. N. Análise dos efeitos da política monetária sobre a atividade econômica no estado de Minas Gerais. **Revista de Desenvolvimento e Políticas Públicas**, v. 2, n. 1, p. 58-77, 2018.
- ENDERS, W., 2008. Applied econometric time series. Nova York, John Wiley & Sons, 1995
- GUJARATI, D. N. **Econometria Básica**. 5. ed. Rio de Janeiro. Elsevier, 2006. 819p.
- KAPUSCINSKI, M.; KOCIECKI, A.; KOWALCZYK, H.; LYZIAK, T.; PRZYSTUPA, J.; STANISLAWSKA, A.; WROBEL, E. **Monetary Policy Transmission Mechanism in Poland**. O que sabemos em 2015? Documento de Trabalho NBP N° 249, 2015.
- KEYNES, J. M. **Teoria Geral do Emprego, do Juro e da Moeda**. São Paulo: Saraiva, 2012.
- LÜTKEPOHL, H.; KRÄTZIG, M. (Ed). **Applied time series econometrics**. Cambridge: Cambridge University Press, 2004. 323p.
- MARGARIDO, M. A. Análise da transmissão espacial de preços no mercado internacional de soja. **Revista de Economia e Administração**, v. 11, n. 3, p. 281-303, jul./set. 2012.
- MENDONÇA, H. F. Mecanismos de transmissão monetária e a determinação da taxa de juros: uma aplicação da regra de Taylor ao caso brasileiro. **Economia e Sociedade**, Campinas, v. 16, p. 65-81, jun. 2001
- MINELA, A. Monetary Polycy and inflacion in Brazil (1975-2000): AVAR Estimation. **Revista Brasileira de Economia**, v. 57, p. 605-635, 2003.
- MINSKY, H. P. **Estabilizando Uma Economia Instável**. Osasco, SP: Novo Século, 2010.
- MISHKIN, F. S. Symposium on the monetary transmission mechanism. **The Journal of Economic Perspectives**, v. 9, n. 4, p. 1-10, 1995.
- STIGLITZ, J.; WEISS. A. Credit rationing in markets with imperfect information. **American Economic Review**, n. 71, p 393-410, 1981.
- TAYLOR, J.B. The Monetary Transmission Mechanism: Na Empirical Framework. **The Journal of Economic Perspectives**, v. 9, n. 4, p. 11-26, 1995.
- TOMAZZIA, E. C; MEURER, R. O mecanismo de Transmissão da Política Monetária no Brasil: Uma análise em var por setor industrial . **Economia Aplicada**, v. 13, n. 4, p. 371-398, 2009.

DESIGUALDADE LOCACIONAL E SUA DECOMPOSIÇÃO POR SETORES INDUSTRIAIS PARA O CEARÁ NO PERÍODO DE 2002 A 2018

Location inequality and its decomposition by industrial sectors in the state of Ceará

Evânio Mascarenhas Paulo

Economista. Doutor em Economia pela Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul (PUC/RS). Professor da Universidade Regional do Cariri (URCA).
R. Cel. Antônio Luiz 1161, Pimenta, Crato, CE. 63105-000. evanio.paulo@urca.br

Davi Lucena da Silva

Graduando em Economia. Bolsista de Iniciação Científica (PIBIC/URCA-FECOP).
Universidade Regional do Cariri (URCA). davi.lucena@urca.br

Resumo: Dada a execução de políticas de atração e interiorização de investimentos verificada no estado do Ceará, convém se questionar quais seriam os efeitos dos diversos subsetores industriais na variação do Gini Locacional. Assim, o estudo dedica-se à análise da contribuição de subsetores industriais para a redução da desigualdade sub-regional, entre 2002 e 2018, para diagnosticar quais foram aqueles que mais contribuíram, a partir de uma percepção da desigualdade locacional baseada no volume de emprego, utilizando-se dados da Relação Anual de Informações Sociais. O índice de concentração é decomposto a partir de treze subsetores, que são: indústria extrativa mineral; minerais não metálicos; indústria metalúrgica; indústria mecânica; elétrica e comunicação; material de transporte; madeira e mobiliário; papel e gráfica; borracha, fumo e couro; indústria química; indústria têxtil; indústria de calçados; alimentos e bebidas. Diante disso, mostra-se que a desigualdade locacional se reduziu em 7,6% e que o setor de calçados foi o que mais contribuiu para essa redução.

Palavras-chave: Políticas de atração de investimentos; Gini Locacional; Indústria.

Abstract: Given the implementation of investment attraction and internalization policies verified in the state of Ceará, it is appropriate to question what would be the effects of the various industrial subsectors on the variation of the Locational Gini. Thus, the study is dedicated to the analysis of the contribution of industrial subsectors to the reduction of sub-regional inequality, between 2002 and 2018, to diagnose which were the ones that contributed the most, based on a perception of locational inequality based on the volume of employment, using data from RAIS. The concentration index is decomposed from thirteen subsectors, which are: mineral extraction industry; non-metallic minerals; metallurgical industry; mechanical industry; electrical and communication; transport material; wood and furniture; paper and graphics; industry of rubber, tobacco and leather; chemical industry; textile industry; shoe industry; food and drinks. In view of this, it is shown that the location inequality decreased by 7.6% and that the footwear sector was the one that most contributed to this reduction.

Keywords: Investment attraction policies; Locational Gini; Industry.

1 INTRODUÇÃO

A industrialização brasileira encontrava-se fundamentada, principalmente, no modelo de substituição de importações e modificou substancialmente as características da economia nacional em meados do século passado (ALVES; TARGINO, 2006). Dentre as várias implicações que o modelo de industrialização trouxe para a economia brasileira, a formação de uma estrutura industrial extremamente concentrada regionalmente, ao abrigo de um acentuado protecionismo, tornou-se um elemento de destaque (BRAGA; MASCOLO, 1982).

Assim, a despeito de resultados positivos, como elevação de taxas de crescimento e diversificação produtiva, o modelo de desenvolvimento ampliou as já intensas desigualdades econômicas regionais. Porém, conforme Lautert e Araújo (2007), ainda no anos sessenta as evidências apontavam para uma desconcentração geográfica da atividade industrial. A ampliação de deseconomias de escala nas regiões industrializadas e a necessidade de apoio político das elites regionais estão por trás desse movimento. Dessa forma, no bojo das políticas industrializantes dos anos sessenta e setenta, observa-se ainda, de forma limitada, uma tendência à distribuição espacial da indústria após um período de concentração intensa na Região Sudeste.

O cenário de constrangimento fiscal, que se segue na década de 1980, associado a outros desequilíbrios – como pressão inflacionária – impõe uma inflexão ao modelo desenvolvimentista, com diferentes impactos regionais. O que se assiste é uma reversão da trajetória de crescimento, descontrolado inflacionário e indicadores sociais comprometidos em escalas sub-regionais, especialmente, naquelas fora do centro dinâmico brasileiro, como é o caso da Região Nordeste (PAULO; ALVES, 2012). Destarte, a redução de investimentos governamentais nos anos oitenta e noventa tendeu a desacelerar a desconcentração, devido ao impacto negativo sobre os investimentos industriais nas regiões menos desenvolvidas, como se verificou na Região Nordeste e em seus subespaços (PACHECO, 1999, LAUTERT; ARAÚJO, 2007).

A reestruturação produtiva, no bojo das políticas de estabilização durante os anos noventa, incentivada pelas medidas de abertura comercial e mudanças no papel do Estado, introduz a necessidade de reordenação espacial das atividades produtivas, sobretudo, industriais, com vista a ganhos de produtividade e racionalização da produção. Abre-se, assim, uma nova onda de desconcentração industrial no Brasil, que passa a ser reforçada, no plano regional, pela intensificação de políticas de atração de investimento, que marcam a estratégia de desenvolvimento recente de alguns subespaços regionais, como é o caso do Ceará.

Embora as raízes das políticas de atração de investimentos remontem à década de sessenta (SILVA *et al.*, 2019), sua intensificação se torna mais evidente no contexto da reestruturação produtiva nos anos noventa. Como efeito, a desconcentração industrial responde a uma lógica de transferência de capitais de regiões tradicionais para outras partes do país, como reação às necessidades de ganho de produtividade e competitividade intrínsecas ao novo contexto econômico. Assim, esse quadro levou a uma intensificação das redes regionais de atração de empreendimentos para áreas de menor concentração industrial (ALVES; TARGINO, 2006).

Nesse cenário, o Ceará sobressai-se na prospecção de capitais via incentivos fiscais. Com isso, a industrialização no estado tornou-se mais intensa a partir da implementação mais efetiva de políticas industriais, que se traduziram em crescimento mais vigoroso do setor. Adicionalmente, na calibração desses instrumentos, assiste-se uma redefinição no marco governamental, com promoção de importante ajuste fiscal e ruptura com prática de aparelhamento da máquina pública estadual.

A década de noventa segue com ajustes nas políticas de incentivo à industrialização e, como consequência, há um aumento no número de empreendimentos indústrias, que se instalam no estado, com efeitos importantes na estrutura de emprego, conforme Fernandes e Silva Filho (2017). Todavia, apesar das políticas instituídas para atrair a atividade industrial terem obtido resultados positivos, a concentração dos investimentos, especialmente na Região Metropolitana de Fortaleza, sempre foi uma característica marcante do processo.

Visto isso, ao buscar resultados melhores na aceleração do crescimento industrial, por meio das medidas de prospecção de investimentos, buscou-se promover também a desconcentração ao estimular a interiorização das indústrias. Vale destacar que a finalidade dos incentivos era estimular o crescimento industrial em todo o estado. Todavia, apesar do esforço para desconcentrar, associado a todas as reformulações pelas quais o programa passou, seu financiamento em maior parte foi direcionado à Região Metropolitana de Fortaleza.

Portanto, este estudo visa decompor a variação da desigualdade espacial por subsetores industriais no Ceará, com o objetivo de verificar quais setores mais contribuíram para a espacialização industrial no estado. Para isso, o estudo utiliza-se de fonte de dados secundárias, em que o setor industrial é analisado a partir da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) e a desigualdade espacial é sistematizada através do Gini Locacional (GL), em que se apresenta um algoritmo de decomposição de sua variação por subsetores. Ressalta-se que a literatura enfatiza aspectos de dinâmica e espacialização das políticas de atração de investimento, sem, contudo, apresentar um instrumento para medir a contribuição de cada subsetor na redução da desigualdade locacional. Desse modo, pretende-se avançar ao analisar características dos setores em termos de suas contribuições, a fim de reduzir as assimetrias espaciais.

Assim, será possível observar quais setores estão associados a uma maior tendência à desconcentração, bem como aqueles que apresentaram maior resistência a se desconcentrarem espacialmente. Para isso, o presente artigo encontra-se estruturado da seguinte maneira: além dessa introdução, na seção seguinte, analisa-se brevemente o quadro das políticas de atração de investimentos, que marca a estratégia de industrialização do estado. Segue-se, então, com a seção três, que analisa aspectos descritivos do quadro de concentração da atividade industrial nas regiões cearenses. Na seção quatro, é descrita a estratégia metodológica da pesquisa, com foco nos procedimentos de decomposição da variação da concentração industrial por subsetores industriais, seguida pela seção cinco, que apresenta os resultados da decomposição da variação da desigualdade industrial locacional. Encerra-se com a seção seis, que apresenta as conclusões finais da pesquisa.

2 ATRAÇÃO DE INVESTIMENTOS NO CEARÁ

Em seu sentido mais amplo, como apontam Braga e Mascolo (1982, p. 401), a concentração significa a acumulação de certos atributos econômicos – como renda, riqueza, produção e emprego – por certas unidades de controle, como indivíduos, firmas e espaços. Eles assinalam que, em última instância, não importa qual seja o caso, o que está por trás é a preocupação com as implicações econômicas, sociais e políticas da concentração de poder econômico.

Em adição, especificamente em termos da concentração espacial desses atributos, as assimetrias têm efeitos diversos sobre a trajetória de desenvolvimento dos espaços, como demonstram Morais e Fernandes (2012), ao mencionarem que elas:

[...] normalmente traduzem-se, em diferentes níveis de desenvolvimento econômico e social, que poderão induzir processos de vulnerabilidade das regiões, levando à aplicação de políticas de desenvolvimento regional incoerentes, com consequências preocupantes para a coesão social (MORAIS; FERNANDES, 2012, p. 1).

Assim, para além de uma simples má distribuição de atributos econômicos, a concentração condiciona as relações estruturais de poder e dependência entre os subespaços, com efeitos limitantes sobre o desenvolvimento e amadurecimento de relações sociais. Por isso, ao buscar direcionar políticas industrializantes para o interior, há uma tentativa de suavizar essas implicações e equilibrar as forças de poder e dependência entre os diversos subespaços cearenses.

A instrumentalização dessa estratégia assentou-se basicamente em criar instrumentos, que viabilizassem a prospecção dos investimentos industriais, especialmente pelo interior, através de estímulos especiais. A criação do Fundo de Desenvolvimento Industrial (FDI), com a Lei nº 10.367, do ano de 1979, foi uma das principais ferramentas no intuito de atrair esses investimentos. Dentro do FDI, destaca-se o Programa de Atração de Investimentos Industriais (PROVIN), que definia a articulação dos investimentos. De acordo com Paulo e Alves (2012, p. 8), tais iniciativas “concorreram positivamente para o progresso industrial do Ceará”.

Por sua vez, o desenvolvimento industrial recente no estado teve como principal agente catalizador as políticas, que visavam a promoção de investimentos industriais. Associado a isso, conforme Almeida e Silva (2000), também se encontra um adequado controle da gestão pública a partir de um novo paradigma de regulação. O estado, equipado com as ações de reestruturação administrativa de 1987 a 1990, constituiu uma base para a continuidade das políticas de atração de investimentos:

A consciência do atraso e subdesenvolvimento cearense e a necessidade de não só manter, mas ampliar, os ganhos obtidos com planos anteriores, levaram o governo estadual, entre 1995-98, a traçar e implantar uma estratégia de fomento à atração de investimentos, sobretudo industrial, a fim de promover o desenvolvimento sustentável do estado (PAULO; ALVES, 2012, p. 10).

Almeida e Silva (2000) pontuam que a evolução da capacidade de investimento, que se encontrava alicerçada nas políticas de ajuste fiscal do governo, forneceu um cenário mais favorável distinto dos demais entes federados. Essa situação, combinada com políticas de controle de gastos, contribuiu para o equilíbrio orçamentário do governo estadual, além de melhorar a capacidade administrativa. Isso resultou em um quadro que possibilitou a escalada de investimentos no Ceará.

Para Maia e Botelho (2000) é possível determinar o avanço significativo da responsabilidade fiscal no Ceará, no que se refere ao ajuste fiscal executado, frente à crise nacional, baseada na captação de novas receitas e controle de gastos. Como resultado, foi evidente que o estado desenvolveu certa capacidade de investimento e ficou economicamente mais viável desenvolver as políticas de incentivos, que viabilizassem a retomada do investimento privado.

Esse novo paradigma influenciou, portanto, a política de incentivos, que se complementou às políticas concedidas pela Superintendência de Desenvolvimento do Nordeste (SUDENE). Todavia, mesmo com essa iniciativa, as empresas optaram num primeiro momento por se instalarem prioritariamente nos estados de Bahia e Pernambuco, tornando mais grave as desigualdades intrarregionais, o que forçou o governo federal a lançar o terceiro polo industrial do Nordeste no estado do Ceará.

A partir disso, e com a consolidação das reformulações nas políticas do FDI, a dinâmica dos investimentos industriais torna-se mais latente. Todavia, na lógica de espacialização dos investimentos, ainda se verifica uma concentração maciça na Região Metropolitana de Fortaleza (RMF). Em 1993, a implementação ou ampliação de indústrias fora da RMF contava com 75% de financiamento do Imposto sobre Circulação de Mercadorias e Serviços (ICMS) e com prazos de 120 meses, com 36 meses de carência. Ao contrário, indústrias que se instalassem ou se ampliassem na RMF contavam com somente 60% de financiamento, 72 meses de prazo e com 36 meses de carência, conforme Paulo e Alves (2012). Mesmo assim, isso não foi suficiente para dinamizar a espacialização dos investimentos.

Em 1995, o sistema FDI/PROVIN passou por uma grande reformulação, em que o desenvolvimento do interior foi priorizado. Agora as indústrias localizadas no interior precisavam reembolsar ao estado somente 25% do financiamento e na RMF em 60%. Dessa forma, a renúncia fiscal era explícita, já que as empresas não reembolsavam o estado em 100% do empréstimo, com vantagens ainda mais numerosas aos investimentos destinados ao interior.

Quanto ao financiamento em si, ele era subsidiado em relação à distância da Região Metropolitana de Fortaleza. Quanto mais distante da RMF, mais vantajoso era o investimento. Na RMF, o financiamento do ICMS era de 60%. Até 300Km de distância, era de 75%. E superior a essa distância, além do financiamento de 75%, os benefícios eram expressos em prazos mais longos de retorno ao estado. A segunda grande alteração ocorreu em 2002 e estabeleceu os Polos de Desenvolvimento e os financiamentos eram definidos com relação aos tipos de indústrias implantadas, com grande enfoque nas indústrias estruturantes, de acordo com Paulo e Alves (2012), que recebia maior porcentagem de financiamento via ICMS.

O sistema de pontos em 2003, terceira e última grande alteração do FDI, consistia em atribuir uma pontuação referente a critérios como volume de investimentos, setores e cadeias produtivas, geração de emprego, localização geográfica, entre outros. Tais pontuações refletiam na duração de incentivos e no retorno dos empréstimos estabelecidos.

Essas políticas, junto à credibilidade do governo estadual, resultaram em um fluxo significativo de empresas e investimentos, porém, apesar dos esforços em direcionar parte desses investimentos para o interior, ainda se verifica grande concentração da atividade econômica em Fortaleza. Aqui insere-se a importância desse trabalho ao analisar quais indústrias mais se distribuíram espacialmente e sua contribuição para a redução das assimetrias sub-regionais no Ceará. A seção seguinte objetiva exatamente mostrar os resultados dessas políticas em termos da promoção do investimento e que, mesmo com a redução das assimetrias verificada no período, ainda é bastante marcante o quadro de concentração da atividade econômica no estado.

3 QUADRO ESPACIAL DA INDÚSTRIA NO CEARÁ

As políticas descritas na seção anterior apresentaram importantes impactos sobre a dinâmica industrial no estado e, como consequência, sobre os padrões e volume de emprego (ALMEIDA; SILVA, 2000; CARDOZO, 2011a; PONTES; VIANNA; HOLANDA, 2006). Assim, pretende-se discutir mais detalhadamente a composição da desigualdade locacional da indústria entre as mesorregiões cearenses. A tabela 01, apresenta a quantidade total de emprego industrial por mesorregião. Em 2002, a Região Metropolitana de Fortaleza concentrava 67,7% dos empregos formais na indústria, seguida pelas regiões Noroeste e Sul cearense, respectivamente, o que reforçava a grande concentração industrial nessas regiões.

Tabela 1 – Ceará: Distribuição do emprego industrial formal por mesorregiões

Mesorregião	2002	%	2005	%	2010	%	2015	%	2018	%
Noroeste cearense	17.872	0.11	21.531	0.12	28.002	0.11	29.239	0.12	28.204	0.12
Norte cearense	12.979	0.08	14.193	0.08	16.737	0.07	21.529	0.09	21.296	0.09
Metropolitana de Fortaleza	106.577	0.68	123.167	0.67	171.696	0.68	160.345	0.64	143.151	0.61
Sertões cearenses	1.249	0.01	1.706	0.01	3.08	0.01	4.114	0.02	9.466	0.04
Jaguaribe	4.76	0.03	7.828	0.04	10.95	0.04	12.199	0.05	11.071	0.05
Centro-sul cearense	2.533	0.02	2.484	0.01	4.487	0.02	4.673	0.02	3.904	0.02
Sul cearense	11.4	0.07	12.172	0.07	19.059	0.08	18.974	0.08	16.317	0.07
Total	157.37	1.00	183.081	1.00	254.011	1.00	251.073	1.00	233.409	1.00

Fonte: RAIS (2020).

Entretanto, até 2018 a porcentagem de empregos formais na Região Metropolitana e Sul cearense apresentou uma pequena redução, o que reflete uma tendência, mesmo que lenta, de desconcentração para o interior. O Noroeste cearense, por sua vez, não perde participação relativa, saindo de 11,36% em 2002 para 12,08% dos postos formais de trabalho em 2018. Contudo, algumas das regiões do interior experimentaram, mesmo que tardiamente, os resultados das políticas de des-

concentração, em que o Sertão cearense e Jaguaribe registraram aumento no total de emprego, participando com 4,06% e 4,74%, respectivamente.

Em síntese, conclui-se que há uma tendência à desconcentração da indústria da Região Metropolitana de Fortaleza para as demais. Todavia, “os níveis de concentração [...] dessa mesorregião frente às demais ainda são bastante gritantes”, como afirma Fernandes e Silva Filho (2017). Logo, mesmo com políticas, que promoviam abertamente a espacialização, a estrutura de concentração persiste em níveis elevados.

Considerando os subsetores que compõem a indústria, a Tabela 2 estrutura o total de emprego por subsetor, além de apresentar na última coluna a variação no total de emprego entre 2002 e 2018. Nesse sentido, é possível identificar aqueles que mais contribuíram relativamente para a geração de emprego formal. Inicialmente, destaca-se que mais de 70% do total de emprego concentrava-se em apenas três setores: Indústria Têxtil, com 23,8%; Indústria de Calçados, com 24,5%; Alimentos e Bebidas, com 20,7%.

Tabela 2 – Ceará: Composição do emprego industrial total por setores e variação percentual 2002-2018

Subsetor	Ano										Var 2002-2018
	2002	%	2005	%	2010	%	2015	%	2018	%	
Extrativa Mineral	2,563	1.6	1,816	1.0	2,654	1.0	3,357	1.3	2,835	1.2	10.6
Mineral Não Metálico	7,154	4.5	7,495	4.1	12,041	4.7	15,001	6.0	11,103	4.8	55.2
Indústria Metalúrgica	6,321	4.0	7,601	4.2	14,425	5.7	14,139	5.6	12,683	5.4	100.6
Indústria Mecânica	2,295	1.5	2,776	1.5	4,683	1.8	9,061	3.6	8,016	3.4	249.3
Elétrico e Comunicação	1,487	0.9	2,049	1.1	1,895	0.7	2,637	1.1	3,250	1.4	118.6
Material de Transporte	1,468	0.9	2,212	1.2	4,193	1.7	3,249	1.3	2,988	1.3	103.5
Madeira e Mobiliário	5,009	3.2	5,619	3.1	8,066	3.2	8,311	3.3	6,986	3.0	39.5
Papel e Gráfica	4,730	3.0	5,862	3.2	8,359	3.3	8,491	3.4	7,668	3.3	62.1
Borracha, Fumo, Couros	4,494	2.9	6,009	3.3	7,706	3.0	7,031	2.8	5,337	2.3	18.8
Indústria Química	6,586	4.2	9,284	5.1	13,090	5.2	12,529	5.0	11,318	4.8	71.8
Indústria Têxtil	45,906	29.2	52,449	28.6	71,006	28.0	62,024	24.7	55,566	23.8	21.0
Indústria Calçados	36,770	23.4	44,268	24.2	63,562	25.0	54,836	21.8	57,227	24.5	55.6
Alimentos e Bebidas	32,587	20.7	35,641	19.5	42,331	16.7	50,407	20.1	48,432	20.7	48.6
Total	157,370	100.0	183,081	100.0	254,011	100.0	251,073	100.0	233,409	100.0	48.3

Fonte: RAIS (2020).

Em relação ao setor têxtil, que em 2002 era o maior subsetor em volume de emprego e cujo principal complexo produtivo está fortemente concentrado entorno de Fortaleza, houve uma redução de sua participação no emprego industrial total de 29,2% para 23,8%. Já o setor de calçados, que em 2018 torna-se o subsetor com maior volume no total de emprego e possui uma tendência a melhor reagir às políticas de atração de investimentos, além de se consolidar como uma base importante de muitos complexos industriais no interior, teve um aumento em sua participação de 23,4% para 24,5%. Já o subsetor de alimentos, que também tem uma participação relevante na indústria cearense, manteve seu nível de participação estável. Os demais subsetores juntos representam pouco mais de 30% do emprego industrial, porém, são nesses que se registram as maiores variações no volume de emprego, como se percebe pela última coluna da Tabela 2.

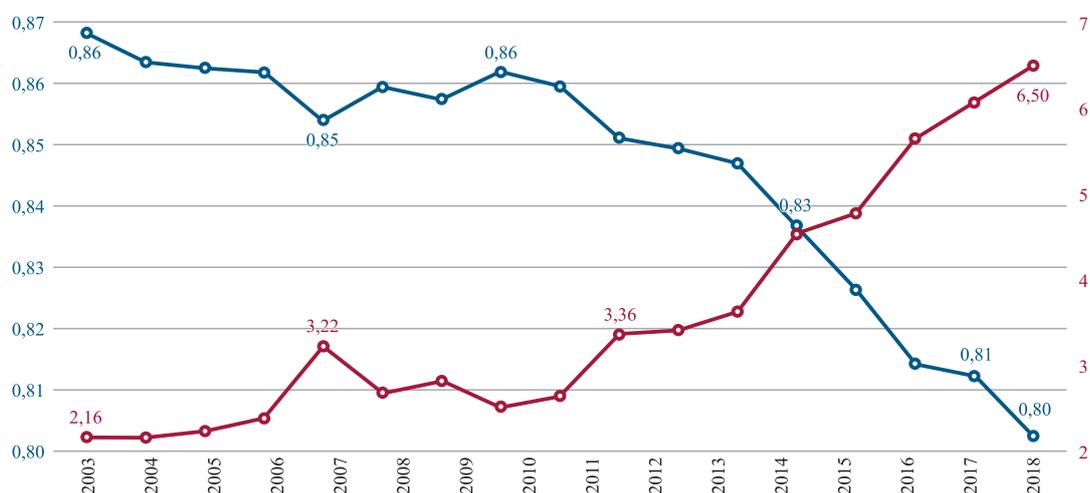
É importante evidenciar que, enquanto a produção têxtil diminuía sua expressividade, subsectores como a indústria mecânica, metalúrgica e de calçados apresentavam crescimento. Essa informação fornece suporte para uma possível tendência à desconcentração do emprego industrial a partir da indústria têxtil para as demais fontes da indústria, o que promoveria uma distribuição mais variada do emprego industrial. Todavia, ainda que a histórica concentração da atividade

econômica tenha sofrido alguma alteração ao longo dos anos em estudo, ainda se nota um padrão bem definido de concentração industrial, tanto do ponto de vista setorial como espacial. Isso permite estabelecer que a estrutura produtiva estadual não sofreu alterações importantes ao longo do período recente, pelo menos, em termos de sua composição. Resultados semelhantes podem ser encontrados em Assis *et al.* (2007) e Paulo e Alves (2012).

Nesta lógica, os dados a seguir ajudam a estabelecer uma primeira compreensão da trama da desigualdade locacional da atividade econômica e sua evolução nos anos recentes para o Ceará. Em uma primeira síntese desses indicadores, nota-se uma redução da desigualdade locacional de cerca de 7,6% no índice de Gini Locacional, além de sua trajetória decrescente, especialmente, para os anos mais recentes.

Em adição, ainda como demonstra o gráfico a seguir, a proporção do emprego industrial dos 50% das regiões, com menor nível de emprego, e os 10% das regiões, com maior nível de emprego, vem aumentando de modo relativamente considerável. Isso aponta para uma tendência de redução das disparidades regionais, com o emprego das regiões com menor nível de emprego industrial crescendo mais rapidamente do que os das regiões com mais empregos industriais.

Gráfico 1 – Ceará: Gini Locacional e relação entre o emprego das regiões com menos empregos (50-) e as regiões com mais emprego industrial (10+)



Fonte: Elaboração dos autores com base nos dados da RAIS.

No entanto, o que chama atenção é a velocidade de redução dessas disparidades entre as regiões; velocidade essa que ainda é lenta, tendo em vista o longo período de análise da pesquisa. Chama a atenção, também, sua magnitude, ainda muito acentuada, com a metade das regiões do estado com menos emprego industrial, representando apenas 6,5% do emprego dos 10% das regiões, com maior densidade de emprego na indústria, apesar de essa relação ter melhorado como demonstra o gráfico anterior. Esses resultados corroboram com estudos, como as análises de Barreto e Almeida (2008), que analisam com instrumentais metodológicos mais sofisticados as condições de velocidade da convergência entre os espaços sub-regionais do Ceará.

Assim, como destaca Moraes e Macedo (2014), o tecido econômico cearense ainda é caracterizado por uma forte dualidade, em que Fortaleza e seu entorno representam um espaço de produção bem mais amplo e dinamizado. Sendo que a maioria das regiões ainda apresenta padrões baixos de desenvolvimento, com pouca diversidade, salvo algumas centralidades regionais satélites, como as regiões de Juazeiro do Norte e Sobral, que apresentam algum dinamismo. Todavia, ainda muito incipiente quando comparadas à capital.

4 ESTRATÉGIA DE DECOMPOSIÇÃO E BASE DE DADOS

O estudo sobre a decomposição da desigualdade locacional da indústria no estado do Ceará pode ser construído a partir das observações da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) realizada pelo Ministério da Economia. Esse registro permite construir uma diversidade de indicadores de trabalho, que retratam uma série de problemas econômicos e sociais para níveis geográficos e setoriais bastante desagregados. Neste trabalho, a concentração industrial espacial será medida através da concentração do nível de emprego formal. Uma limitação importante dos dados, no entanto, é que eles cobrem apenas o emprego formal. Desse modo, importantes efeitos de informalidade sobre padrões de assimetrias entre regiões não são captados.

Todavia, entende-se que o setor industrial tende a contratar mão de obra mais formalmente, dada as características do setor e a natureza do trabalho industrial (PAULO; ALVES, 2012). Outro elemento que se adiciona é que a análise por plantas industriais pode gerar distorções, dado que os estabelecimentos podem apresentar significativa variação em seu tamanho. Com isso, a análise por meio do emprego seria um melhor indicativo da estrutura produtiva industrial dos espaços analisados, com os dados disponíveis (SUZIGAN *et al.*, 2003).

Adicionalmente, a compreensão da composição e distribuição do emprego industrial pode fornecer um indicativo das disparidades na estrutura produtiva. Logo, esta seção busca formar um conceito operacional de emprego industrial agregado e associar um algoritmo para sua decomposição. A equação básica de emprego industrial agregado é tida como a soma do emprego nos diversos subsetores industriais, que fornece um bom parâmetro para tal propósito. Assim, a análise parte da seguinte equação:

$$ET_j = \sum_{i=1}^{13} E_i$$

Em que ET_j corresponde ao emprego total da microrregião j , sendo que $j = 1, \dots, 33$ que representa o total de microrregiões no estado e E_i é o emprego do subsetor i , sendo que $i = 1, \dots, 13$ que corresponde aos treze subsetores industriais fornecido pelo Classificação Nacional da Atividade Econômica (CNAE), a saber: indústria extrativa mineral; minerais não metálicos; indústria metalúrgica; indústria mecânica; elétrica e comunicação; material de transporte; madeira e mobiliário; papel e gráfica; borracha, fumo e couro; indústria química; indústria têxtil; indústria de calçados; alimentos e bebidas.

Como o emprego total é a soma de cada subsetor da indústria, pode-se obter um parâmetro de concentração com base nas metodologias tradicionais de distribuição, como proposto em estudos como Lerman e Yitzhaki (1985) e Feldman *et al.* (2007). Desse modo, suponha que E_i seja o emprego agregado no subsetor i da j -ésima microrregião, em um total formado por $n=33$ e que os níveis de emprego estão ordenados de maneira que $E_1 \leq E_2 \leq \dots \leq E_n$. Assim, pode-se definir o índice de concentração, aqui chamado de Gini Locacional (GL), a partir de:

$$GL = \frac{1}{n} \sum_{n=1}^{n-1} (P_i - \Phi_i)$$

em que P_i expressa a proporção acumulada das microrregiões e Φ_i representa a proporção acumulada no emprego total. Adicionalmente, sendo o emprego total uma soma do emprego nos subsetores, é possível, por meio da análise de decomposição, decompor a contribuição à variação do GL a partir de cada subsetor. Logo, seria possível entender como um aumento do emprego em

cada subsetor impactaria a desigualdade. Dessa forma, pode-se obter um algoritmo de decomposição através da derivação dinâmica do índice de desigualdade (HOFFMANN, 2009).

Ademais, a partir da equação de emprego total, ET_j , uma vez mantida a ordenação, através de E_i , que expressa o emprego do subsetor i da microrregião j , pode-se obter a curva de concentração do i -ésimo subsetor, que mostra como a sua proporção acumulada varia em função da proporção acumulada do total de microrregiões. Pode-se representar por β_i a área entre essa curva e o eixo das abscissas. E, então, a curva de concentração do subsetor i pode ser expressa como se segue:

$$C_i = 1 - 2\beta_i$$

em que C_i é o coeficiente de concentração do subsetor. Como Φ_i é a participação da i -ésimo subsetor no emprego total, é possível demonstrar que o GL pode ser decomposto em i componentes, correspondentes aos i subsetores da indústria, como se segue através da expressão a seguir:

$$GL = \sum_{i=1}^{13} \Phi_i C_i$$

No contexto da decomposição dinâmica da variação, tem-se que a contribuição do i -ésimo subsetor para a mudança no GL pode ser expressa em termos dos parâmetros associados, a saber: coeficiente de concentração e coeficiente de participação no emprego total. Assim, tem-se:

$$\Delta G_i = (\bar{C}_i - \bar{G}) \Delta \varphi_i + \bar{\varphi}_i \Delta C_i$$

em que o primeiro termo da soma no lado direito representa o efeito-composição e está associado à mudança na participação no emprego total de um determinado subsetor. Dessa forma, esse coeficiente mede o efeito na concentração total de uma mudança de participação de um subsetor. Por sua vez, o segundo termo da soma do lado direito expressa o efeito-concentração e representa a mudança no coeficiente de concentração total, que decorre de uma mudança na concentração particular do subsetor. Por fim, o efeito-total é expresso como a soma do efeito-composição e efeito-concentração associado a cada fonte, como se segue:

$$\Delta G = \underbrace{\sum_{h=1}^k (\bar{C}_h - \bar{G}) \Delta \varphi_h}_{\text{Efeito - composição}} + \underbrace{\sum_{h=1}^k \bar{\varphi}_h \Delta C_h}_{\text{Efeito - concentração}}$$

Desse modo, a vantagem dessa decomposição dinâmica do coeficiente de concentração é compreender como uma mudança nos níveis de emprego obtidos por meio de cada subsetor afeta a desigualdade locacional. Logo, como apresentado nas seções anteriores, uma vez que as políticas de atração de investimentos tiveram um importante impacto sobre a estrutura de emprego, modificando seu volume e distribuição através das políticas de interiorização, também houve mudanças importantes na estrutura de distribuição espacial da indústria. A estratégia descrita anteriormente permite observar o papel que cada subsetor considerado teve nessas mudanças.

5 DECOMPOSIÇÃO DA DESIGUALDADE ESPACIAL DA INDÚSTRIA

Nesta seção são descritos os principais resultados obtidos a partir da metodologia de decomposição apresentada na seção anterior. Os dados apresentados na Tabela 3 caracterizam os subsetores com relação ao seu papel na evolução da desigualdade. Dessa forma, com base no método escolhido, aqueles cuja relação de concentração for superior ao índice de Gini Locacional, estruturado na última linha da tabela, são classificados como regressivos, contribuindo para aumentar a desigualdade. Ao contrário, relações de concentração menores que o GL permitem classificar os subsetores como progressivos, ou que contribuem para a redução da desigualdade, conforme Hoffmann (2007).

Dois dos principais setores da indústria – Setor de Calçados e Setor de Alimentos e Bebidas – são sempre progressivos, contribuindo para a redução da desigualdade locacional. Isso coloca esses segmentos como importantes para as tentativas de redução das assimetrias espaciais da estrutura produtiva industrial. Já o Setor Têxtil, que possui um importante volume de emprego, é sempre regressivo. Todavia, apresenta uma redução gradativa da razão de concentração ao longo do período. Dada a importância desse setor, observa-se que essa diminuição e sua possível continuidade é importante para uma perspectiva de redução das desigualdades intrarregionais, cujos efeitos poderão ser sentidos futuramente.

Tabela 3 – Ceará: Razões de concentração por setores industriais

Subsetor	Ano				
	2002	2005	2010	2015	2018
Extrativa mineral	0.620	0.710	0.650	0.700	0.650
Minerais Não-metálico	0.740	0.720	0.740	0.730	0.740
Metalúrgica	0.930	0.920	0.910	0.840	0.810
Mecânica	0.920	0.920	0.900	0.940	0.930
Elétrica e Comunicação	0.960	0.960	0.960	0.950	0.960
Material de Transporte	0.910	0.920	0.890	0.890	0.850
Madeira e Mobiliário	0.720	0.740	0.760	0.720	0.680
Papel e Gráfica	0.930	0.900	0.900	0.900	0.910
Borracha, Fumo, Couros	0.850	0.830	0.830	0.780	0.780
Indústria Química	0.920	0.910	0.900	0.860	0.850
Indústria Têxtil	0.930	0.930	0.930	0.880	0.870
Indústria Calçados	0.820	0.770	0.790	0.730	0.680
Alimentos e Bebidas	0.840	0.840	0.850	0.850	0.830
Gini Locacional	0.863	0.849	0.855	0.821	0.798

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da RAIS/MTE.

A Tabela 4, a seguir, apresenta a participação de cada efeito na variação da desigualdade locacional e sua decomposição por subsetor. Nesse sentido, por efeito-composição entende-se aquele que ocorre quando há alteração nas proporções da participação de subsetores progressivos ou regressivos no emprego industrial total; e, por efeito-concentração, a contribuição para a redução da desigualdade total induzida pela redução da desigualdade locacional de cada subsetor, conforme Hoffmann (2007).

Inicialmente, destaca-se que o efeito-concentração domina a variação da desigualdade. Enquanto, o efeito-composição mostra-se com variação negativa, ou seja, contribui para aumentar a desigualdade em 0,07%. Isso porque subsectores menos tradicionais, que são mais regressivos em sua maioria, aumentam sua participação no emprego industrial total. O valor baixo do efeito-composição é obviamente esperado, uma vez que não se observa uma alteração profunda na composição do emprego industrial, como foi citado anteriormente.

Tabela 4 – Ceará – Decomposição da variação do Gini por setor da indústria 2002 a 2018

Subsetor	Efeito Composição	Efeito Concentração	Efeito Total
Extrativa Mineral	-1.25	-0.64	-1.89
Minerais Não-metálicos	0.29	-0.41	-0.12
Indústria Metalúrgica	-0.79	8.75	7.96
Indústria Mecânica	-2.81	-0.17	-2.98
Elétrico e Comunicação	-0.90	0.00	-0.91
Material de Transporte	-0.28	0.99	0.70
Madeira e Mobiliário	-0.38	1.88	1.50
Papel e Gráfica	-0.38	1.11	0.73
Borracha, Fumo, Couros	-0.16	2.82	2.66
Indústria Química	-0.55	4.93	4.38
Indústria Têxtil	5.70	27.23	32.93
Indústria de Calçados	1.45	50.18	51.63
Alimentos e Bebidas	0.00	3.40	3.40
Total	-0.07	100.07	100

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da RAIS/MTE.

Apenas quatro indústrias – extrativa mineral, mecânica, têxtil e de calçados – apresentam alguma variação relevante, com as duas primeiras com sentido de aumento da desigualdade e as duas últimas no sentido contrário. Sendo o maior efeito-composição da Indústria Têxtil, 5,70%, que é um setor regressivo que reduz uma participação no emprego industrial total, seguida pela Indústria de Calçados, 1,45%, um setor progressivo que aumenta sua participação no emprego industrial total. Todavia, esse efeito de redução é contrabalanceado pelo demais segmentos, que apresentam variações negativas no sentido de aumentar a desigualdade. Assim, o efeito-composição é praticamente nulo.

Por outro lado, o efeito-concentração domina a variação do GL. A indústria de calçados representa a maior participação nesse efeito – 50,18% –, reforçando, assim, sua contribuição para a redução da desigualdade locacional. Com isso, a partir desses resultados, conclui-se que esse setor, dado a sua capacidade de geração de empregos, especialmente no interior, tem impactos significativos na redução da disparidade locacional. Isto é, a implementação de programas setoriais específicos, que ampliem sua participação no emprego industrial total, pode ter efeitos relevantes sobre a redução das disparidades intrarregionais no Ceará.

Já a Indústria Têxtil possui a segunda maior participação no efeito-concentração: 27,23%. Apesar de ser um subsetor ainda regressivo, a Indústria Têxtil apresentou uma tendência à desconcentração espacial. Por outro lado, o emprego na microrregião de Fortaleza – que concentra grande parte do setor – aumentou 11%. No interior o aumento foi de 88%, muito embora ainda haja uma concentração de cerca de 80% do emprego no subsetor na microrregião de Fortaleza, conforme dados da RAIS. Isso representa uma redução do GL do subsetor de 3,3%, contribuindo para a queda na desigualdade total. Somando os efeitos composição e concentração, o efeito total do subsetor têxtil foi de 32,93%.

Ainda apresentam algum efeito-concentração relevante: a Indústria Metalúrgica (8,75%); a Indústria Química (4,93%), a Indústria de Alimentos e Bebidas (3,40%) e de Borracha, Couro e Fumo (2,82%). Dessa forma, se o estado intenciona reduzir a desigualdade locacional, seria interessante considerar programas específicos voltados para essas indústrias, dada a sua capacidade de redução das disparidades locais, como demonstrado.

A tabela a seguir pretende discutir quais as classes da indústria que possuem uma maior sensibilidade de redução da desigualdade locacional através da sua participação no emprego industrial. Vale destacar que todos os setores que apresentam resultados negativos tendem a reduzir a desigualdade.

No ano de 2002, das trezes classes de indústria pesquisadas, seis apresentaram elasticidades negativas, sendo que o subsetor de calçados apresentava o maior efeito marginal: -0,013. Esse mesmo total de subsetores é observado em 2010. Porém, em 2018, apenas cinco setores possuíam elasticidades negativas, com o Setor de Calçados ainda com maior tendência à desconcentração.

Uma importante observação é que as políticas de atração industrial no estado estão ligadas ao interesse na atração de subsetores trabalho-intensivos. A maior parte destas indústrias com elasticidades negativas são exatamente subsetores com alta ou média intensidade em trabalho. Isso reforça a evidência de que os subsetores trabalho-intensivos¹ conseguiram melhor aproveitar os benefícios fiscais, que foram concedidos, além de melhor explorar os salários mais baixos no interior (SILVA; NETO; MOTA, 2009).

Ainda se pode pontuar que setores, cujas plantas produtivas dependem da extração de matérias-primas, como os segmentos da indústria extrativa metálica e não-metálica, também tendem a uma maior desconcentração espacial, já que precisam se localizar próximos às regiões mineradoras. Esses setores englobam subsetores importantes para a indústria cearense, como a indústria de cerâmica, que desempenha papel importante na estrutura produtivas de microrregiões no interior (SILVA; NETO; MOTA, 2009).

Tabela 5 – Ceará – Elasticidade da desigualdade Locacional por Subsetores – 2002, 2010 e 2018

Subsetor	2002	2010	2018	Intensidade Mão-de-obra
Extrativa Mineral	-0.005	-0.003	-0.002	Média
Minerais Não-metálicos	-0.007	-0.006	-0.003	Média
Indústria Metalúrgica	0.003	0.004	0.001	Média
Indústria Mecânica	0.001	0.001	0.006	Média
Elétrico e Comunicação	0.001	0.001	0.003	Baixa
Material de Transporte	0.001	0.001	0.001	Média
Madeira e Mobiliário	-0.005	-0.004	-0.004	Alta
Papel e Gráfica	0.002	0.002	0.005	Alta
Borracha, Fumo, Couros	-0.001	-0.001	-0.001	Alta
Indústria Química	0.003	0.003	0.003	Baixa
Indústria Têxtil	0.024	0.024	0.021	Alta
Indústria de Calçados	-0.013	-0.020	-0.036	Alta
Alimentos e Bebidas	-0.005	-0.001	0.009	Alta

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da RAIS.

Por outro lado, nota-se que alguns setores apresentam uma tendência a um aumento da desigualdade locacional. Isso porque a indústria têxtil é um setor que, apesar de ser intensivo em trabalho, não contribui marginalmente para redução da desigualdade locacional. Isso ocorre devido ao alto grau de concentração desse subsetor, que apesar de redução recente, ainda está fortemente concentrado em Fortaleza e sua região metropolitana.

Ainda vale destacar que o setor de Alimentos e Bebidas, que possuía uma elasticidade negativa na maior parte do período, passa a apresentar elasticidade positiva para os anos mais recentes. Além disso, dos seis setores que apresentavam elasticidades negativas, em 2002, cinco reduziram sua sensibilidade, com exceção da indústria de calçados, que se tornou ainda mais sensível à redução. Isso reforça a ideia de que a política de desconcentração perde parte da sua potência ao longo do tempo, evidenciada pela falta de uma política mais agressiva de interiorização da atividade econômica (CARDOZO, 2011b).

Para finalizar, nota-se que os subsetores de maior intensidade tecnológica, com menor dependência de mão de obra e maior necessidade de capital, escala de consumo e trabalho de alta qua-

1 A classificação quanto à intensidade no fator trabalho segue critérios baseados em estudos obtidos em Najberg e Pereira (2001).

lificação, tendem a aumentar a desigualdade locacional, visto que as regiões no interior do estado ainda apresentam uma baixa dinâmica produtiva, especialmente, quando comparadas à capital. Desse modo, esses setores tendem a se concentrar nos grandes centros urbanos, que conseguem apresentar uma maior escala produtiva. Assim, para as áreas menos dinâmicas, é direcionada a produção de bens tradicionais, como destaca Morais e Macedo (2014). Além disso, esses setores tendem a ser trabalho-intensivos ou a estarem ligados ao complexo da indústria de extração de recursos naturais.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

No estudo, buscou-se analisar as contribuições individuais de um recorte de subsetores industriais para a redução das desigualdades locacionais entre as microrregiões do estado cearense. Essas assimetrias foram consideradas a partir do volume de emprego, que se acredita refletir melhor a intensidade industrial nas microrregiões com os dados disponíveis. Além disso, propõe-se uma estrutura de decomposição, baseada em indicadores de desigualdade, para se conhecer os efeitos que cada subsetor possui no arranjo das disparidades sub-regionais no estado.

Ainda se observa uma grande concentração da atividade econômica e, conseqüentemente, da atividade industrial, na região metropolitana da capital, não obstante a redução que se verifica no período analisado. Assim, mesmo diante de políticas explícitas de interiorização, os sinais de concentração industrial ainda são bastantes marcantes.

No tocante à decomposição setorial da variação do GL, da redução de 7,6%, mais da metade foi uma consequência do setor de calçados que se apresenta com uma importante dinâmica no sentido de promover a desconcentração. Além disso, esse subsetor apresenta o maior efeito marginal no sentido de redução das disparidades. Isso o coloca como uma peça importante na articulação de políticas, que promovem interiorização.

Ainda se acrescenta que em políticas de atração de investimento, cuja correia de atração são os incentivos fiscais e a mão de obra barata, como a vista no Ceará, os subsetores trabalho-intensivos tendem a melhor aproveitá-las e, desse modo, desconcentra-se mais. Uma vez que conseguem aproveitar mais eficientemente, tanto os incentivos fiscais que aumentam – à medida que se afasta da capital – como também explorar a mão de obra, que é ainda mais barata no interior. Fatos não tão triviais para setores mais capital-intensivos e que dependem de mão de obra mais especializada.

Assim, o estado do Ceará ainda segue reproduzindo seu dilema crônico de alta concentração da atividade econômica. Esse dilema é especialmente latente no caso da indústria. Todavia, percebe-se uma tendência de suavização dessas disparidades sub-regionais; porém, ainda muito lenta para se fazer frente de modo mais efetivo sobre o histórico abismo, que separa a muito mais dinâmica região metropolitana da capital e as demais regiões do estado, com um aparato econômico ainda pouco desenvolvido.

REFERÊNCIAS

- ALMEIDA, E. B. DE; SILVA, A. B. DA. Estado do Ceará: desempenho econômico-financeiro recente, 1990-1996. In: **Revista Econômica do Nordeste**, v. 31, n. 4, p. 1060-1078, 2000.
- ALVES, C. L. B.; TARGINO, I. M. Considerações sobre a orientação externa da indústria brasileira na década de 90. In: **Pesquisa & Debate**, v. 17, n. 2 (30), p. 237-257, 2006.
- BARRETO, R. C. S.; ALMEIDA, E. A contribuição do capital humano para crescimento econômico e convergência espacial do PIB *per capita* no Ceará. In: **Economia do Ceará em Debate**. Fortaleza: IPECE, p. 10-26, 2008.

- BRAGA, H. C.; MASCOLO, J. L. Mensuração da concentração industrial no Brasil. In: **Pesquisa e planejamento econômico**, v. 2, n. 12, p. 399-454, 1982.
- CARDOZO, S. A. Políticas Estaduais de Atração de Investimentos Baseadas em Isenção Fiscal: Uma Análise do Estado do Ceará de 1995 a 2008. In: **Revista Econômica do Nordeste**, v. 42, n. 03, p. 642-660, 2011a.
- CARDOZO, S. A. Políticas Estaduais de Atração de Investimentos Baseadas em Isenção Fiscal: Uma Análise do Estado do Ceará de 1995 a 2008. In: **Revista Econômica do Nordeste**, p. 641-660, 2011b.
- DE ASSIS SOARES, F. *et al.* Interiorização e reestruturação da indústria do Ceará no final do século XX. In: **Revista Econômica do Nordeste**, v. 38, n. 1, p. 86-102, 2007.
- FERNANDES, M. G. S.; DA SILVA FILHO, L. A. Espacialização industrial brasileira e nordestina: retratos e retalhos da fragmentação de um território. In: **Desenvolvimento Regional em Debate**, v. 7, n. 1, p. 95-114, 2017.
- HOFFMANN, R. Transferências de renda e redução da desigualdade no Brasil e em cinco regiões, entre 1997 e 2005. In: BARROS, R. P.; FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G. (Ed.). **Desigualdade de renda no Brasil: uma análise da queda recente**. 1. ed. Brasília: IPEA, 2007. p. 17-40.
- HOFFMANN, R. Desigualdade da distribuição da renda no Brasil: a contribuição de aposentadorias e pensões e de outras parcelas do rendimento domiciliar per capita. In: **Economia e Sociedade**, v. 18, n. 1, p. 213-231, 2009.
- LAUTERT, V.; ARAÚJO, N. C. M. DE. Concentração industrial no Brasil no período 1996-2001: uma análise por meio do índice de Ellison e Glaeser (1994). In: **Economia Aplicada**, v. 11, n. 3, p. 347-368, 2007.
- LERMAN, R. I.; YITZHAKI, S. Income Inequality Effects by Income Source: A New Approach and Applications to the United States. In: **The Review of Economics and Statistics**, v. 67, n. 1, p. 151-156, 1985.
- LÓPEZ-FELDMAN, A.; MORA, J.; TAYLOR, J. E. Does natural resource extraction mitigate poverty and inequality? Evidence from rural Mexico and a Lacandona Rainforest Community. In: **Environment and Development Economics**, v. 12, n. 02, p. 251, 2007.
- MAIA, J. N. B.; BOTELHO, D. C. Estabilidade e crescimento: o caso do Ceará. In: **Revista Conjuntura Econômica**, v. 54, n. 10, p. 20-24, 2000.
- MORAIS, A.; FERNANDES, P. O. **Assimetrias regionais na região Norte de Portugal: uma análise de cluster**. 2012. P. 94 f. Dissertação de Mestrado em Gestão das Organizações. Instituto Politécnico de Bragança, Escola Superior de Tecnologia e Gestão, 2012.
- MORAIS, J. M. L.; DE MACEDO, F. C. Regiões metropolitanas do Ceará: dispersão produtiva e concentração de serviços. In: **Desenvolvimento Regional em Debate**, v. 4, n. 2, p. 178-203, 2014.
- NAJBERG, S.; PEREIRA, R. DE O. Novas estimativas do modelo de geração de empregos do BNDES. In: **Sinopse Econômica**, v. 1, n. 133, p. 25-32, 2001.
- PACHECO, C. A. **Novos padrões de localização industrial? – Tendências recentes dos indicadores da produção e do investimento industrial**. Brasília: Ipea, 1999. (Texto para Discussão, n. 0633).

- PAULO, E. M.; ALVES, C. L. B. Padrões de especialização industrial: evidências para a economia cearense a partir dos dados da rais. In: **Revista da ABET**, v. 11, n. 1, p. 70-85, 2012.
- PONTES, P. A.; VIANNA, P. J. R.; HOLANDA, M. C. **A política de atração de investimentos industriais do Ceará**: uma análise do período 1995-2005. Fortaleza: IPECE, 2006.
- SILVA, M. V. B. DA; NETO, S.; DA MOTA, R. Dinâmica da concentração da atividade industrial no Brasil entre 1994 e 2004: uma análise a partir de economias de aglomeração e da nova geografia econômica. In: **Economia Aplicada**, v. 13, n. 2, p. 299-331, 2009.
- SILVA, P. DE S. *et al.* Industrialização e emprego formal no Ceará nos anos de 2006 e 2014. In: **Perspectiva Econômica**, v. 14, n. 2, p. 123-138, 2019.
- SUZIGAN, W. *et al.* Coeficientes de Gini locacionais-GL: aplicação à indústria de calçados do Estado de São Paulo. In: **Nova Economia**, v. 13, n. 2, 2003.

LOCAÇÃO DE IMÓVEIS: UMA APLICAÇÃO DE PREÇOS HEDÔNICOS PARA A CIDADE DO RECIFE

Real estate leasing: an application of hedonic prices for the city of Recife

Matheus Gomes Coelho Ciarlini

Engenheiro Civil. Mestre em Economia pelo Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal de Pernambuco – PPGECON/UFPE. matheusgcciarlini@gmail.com

Francisco de Sousa Ramos

Engenheiro Elétrico. Doutorado em Economia pela Université Catholique de Louvain, Bélgica. LabGRC, PPGEP- Programa de Pós-Graduação em Engenharia de Produção, Departamento de Economia, UFPE. francisco.ramos@ufpe.br

Monaliza de Oliveira Ferreira

Economista. Doutora em Economia. Docente do Programa de Pós-Graduação em Economia – PPGECON/UFPE. monaliza.ferreira@ufpe.br

Resumo: Este trabalho situa-se entre as poucas pesquisas nacionais relacionadas ao mercado de locação a estimar o impacto de variáveis estruturais, amenidades urbanas e naturais, utilizando a metodologia espacial de preços hedônicos na formação dos preços de aluguel das zonas norte e sul de Recife. Com um banco de dados de 269 observações fornecidas pela maior imobiliária do Estado, foi possível constatar pelo teste I de Moran a existência de uma significativa interação entre os valores do aluguel na região. Em seguida, mostra-se que os modelos mais indicados para esta pesquisa são os modelos espaciais, em especial, o modelo de erro espacial (SEM). Como resultado, verifica-se que todas as variáveis estruturais são importantes e significativas para a formação do preço de aluguel. Dentre as amenidades, o impacto positivo da variável de distância ao rio quando comparado às demais é significativa, indicando que, em Recife, os locatários preferem morar próximo ao Rio Capibaribe. Finalmente, conclui-se que o consumidor locador de imóvel apresenta interesses diferentes do consumidor comprador, principalmente, quando se refere à área útil e mobília.

Palavras-chave: Mercado imobiliário; Preços de aluguel; Preços hedônicos; Amenidades; Dependência espacial.

Abstract: This work is located among the surveys related to the rental market to estimate the impact of variables, which should be urban and natural using the methodology of hedonic prices in the formation of rental prices in the north and south of Recife. With a database of 269 observations provided by the largest real estate company in the state, it was possible to verify through Moran's I test the existence of a significant interaction between the rent values in the region. Then, it is shown that the most suitable models for this research are really the spatial models, especially the spatial error model (SEM). As a result, it was found that all structural variables are important and significant for the rental price formation. Among the amenities chosen to compose the model, the positive impact of the distance to the river variable is significant when compared to other amenity variables, indicating that the renters prefer to live near Capibaribe river in Recife. Finally, it was concluded that a renter consumer has different interests from a buyer consumer, especially when referring to the useful area and furniture.

Keywords: Real estate market; Rental prices; Hedonic prices; Amenities; Spatial dependence.

1 INTRODUÇÃO

O mercado imobiliário brasileiro, antes da pandemia originada pela Covid-19, sinalizava uma tendência de crescimento para o biênio de 2019 e 2020, particularmente no caso do ramo de locação residencial, segundo o Índice FIPEZAP da Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas de janeiro de 2020. A expectativa baseia-se nos seguintes pontos. Primeiro, a taxa básica de juros (SELIC) estava nos seus níveis mais baixos, de acordo com as séries do Comitê de Política Monetária (COPOM), além da inflação controlada, de acordo com o IPEA (Carta de Conjuntura 4T19). Em janeiro de 2019, a Selic foi estabelecida em 6,5% a.a. e terminou o ano em 4,5% ao ano. Ainda segundo o IPEA, a tendência era de leve queda na SELIC para 2020 caso o país continuasse respondendo positivamente aos estímulos econômicos. Desse modo, com condições econômicas favoráveis, acreditava-se que o crescimento do mercado imobiliário fosse uma consequência natural.

O segundo ponto, relacionado com o anterior, centra-se na perspectiva de oferta de crédito barato para a construção e aquisição de imóveis, com disposição dos bancos de aprovar financiamentos, como pode ser observado na Carta de Conjuntura do IPEA (4T19). De acordo com o instituto, a dinâmica do mercado de crédito vinha sendo dada pelo crescimento dos empréstimos com recursos livres, especialmente no segmento de pessoas físicas (PFs), em que o saldo em outubro de 2019 crescia 13,4% em termos reais ante outubro do ano anterior. O saldo de empréstimos com recursos livres às empresas também vinha acelerado, e sua taxa de crescimento atingiu 7,2% na mesma comparação.

Além das mudanças causadas por conta das alterações na conjuntura econômica e político-social, a concorrência e a evolução tecnológica fazem com que o meio da construção civil esteja em constante inovação. Na mesma linha de raciocínio, outras opções para rentabilizar um imóvel são cada vez mais exploradas tanto por proprietários como pelos consumidores, sendo uma delas o aluguel residencial. De um ponto de vista simples, alugar nada mais é do que obter um espaço em troca de uma quantia periódica por um determinado tempo.

No momento de alugar um imóvel, o consumidor está disposto a pagar não apenas pelas características internas do bem, mas também pelo posicionamento geográfico relativo aos pontos de influência na cidade, considerando não só valor de uso, mas de vivência. Afinal, a preferência por morar perto da praia não significa que os indivíduos necessariamente frequentem a praia.

São diversas as razões que levam um indivíduo a optar pelo aluguel: desde uma necessidade temporária ou permanente até uma decisão racional sobre custos e rendimentos com habitação, sendo para alguns uma decisão de custo-benefício. E quais são os parâmetros para definir se um aluguel é caro ou barato? Além do perfil de renda de cada consumidor, há um procedimento aceito pelo mercado, normatizado pela NBR 14653-2, que orienta quanto ao “valor justo” do imóvel para uma determinada região da cidade, porém, o mesmo não vale para preços de aluguel. Afinal, pode-se considerar que as motivações de um indivíduo locatário diferem das de um comprador? Se sim, no que diferem?

O bem imóvel é um bem heterogêneo¹, seja ele residencial ou comercial. Portanto, a avaliação patrimonial está diretamente relacionada à identificação, análise e quantificação das características intrínsecas de cada um dos bens (DUNSE; JONES, 1998). Todavia, de acordo com Seabra, Silveira Neto e Menezes (2016), é unanimidade entre pesquisadores do ramo que a imobilidade espacial, ou seja, a localização do imóvel, está diretamente relacionada à determinação de novos condicionantes para o entendimento da valoração de qualquer propriedade imobiliária nas economias de mercado. Então, como Rosen (1974) coloca, dada a sua localização espacial, a imobilida-

¹ A literatura refere-se a imóveis como bens heterogêneos: cada um tem sua particularidade, ainda que localizados no mesmo empreendimento, o que faz um imóvel ser diferente do outro (DUNSE; JONES, 1998). Todavia, há a possibilidade de existirem imóveis idênticos e, consequentemente, de mesmo valor.

de faz com que as características intrínsecas do mesmo não possam ser dissociadas da influência do meio no qual estão inseridos.

Na “influência do meio” está incluso o impacto mútuo existente entre os imóveis em um mesmo espaço. Isto é, assim como os indivíduos têm parte dos seus valores formados pelo meio social em que vivem, imóveis podem ter seus preços, de venda ou aluguel, motivados parcialmente pela dependência espacial com relação aos vizinhos. Como apontado por Hermann e Haddad (2005), os aluguéis entre eles podem estar correlacionados, pois compartilham, no mínimo, as mesmas amenidades urbanas. Apesar de o mercado se encarregar de determinar os preços de equilíbrio de cada bem, a quantificação precisa das influências das amenidades urbanas e propriedades físicas é razão de frequentes indagações no meio científico (SEABRA; SILVEIRA NETO; MENEZES, 2016).

Para o caso do Brasil, país com vasta diversidade cultural, boa parte da estrutura das cidades mais antigas é influenciada pelo histórico de colonização e expansão comercial: cidades históricas, como Recife, Salvador e Rio de Janeiro, possuem alguns dos mesmos pontos de influência de séculos atrás. Essas cidades são bastante influenciadas pelo litoral, porém, Recife, particularmente, se expandiu nas proximidades do Rio Capibaribe e do centro da cidade e, posteriormente, se desenvolveu em direção ao litoral (REZENDE, 2002). Hoje, o centro comercial da cidade não tem o mesmo impacto sobre os imóveis.

Um ponto importante a ressaltar refere-se à escolha das zonas comumente conhecidas como Norte e Sul de Recife, que correspondem às microrregiões político administrativas (RPA) 3, 4 (norte) e 6 (sul). Por mais que exista uma divisão geográfica (o Rio Capibaribe) entre as RPAs 3 e 4 – e que a RPA 6 seja composta na amostra predominantemente pelos bairros próximos ao mar do Pina, Boa Viagem e Setúbal –, percebe-se pelo Atlas de Desenvolvimento do Recife (2005) que estas são as regiões com maior índice de desenvolvimento humano (IDH) da cidade e que englobam as principais amenidades naturais e urbanas.

O mercado imobiliário nacional é pouco regulado e, por isso, é bastante comum a negociação informal do aluguel de imóveis sob contratos pouco embasados, resultando em informações de negociação escassas. Quando comparado à gama de dados de venda, que podem ser obtidos no Registro Geral de Imóveis, por exemplo, é evidente uma maior facilidade de acesso à informação qualificada ao pesquisar sobre a precificação dos imóveis em si. No caso do mercado de locação, não há no Brasil a mesma facilidade. Nesta pesquisa, recorreu-se à base de dados da maior imobiliária da cidade do Recife - Âncora Imobiliária, com vasta experiência no ramo para disponibilizar os dados mais recentes.

Um ponto importante para escolha do Município de Recife reside no fato de a cidade apresentar a quarta maior variação média acumulada em 12 meses no valor do metro quadrado de locação residencial entre todas as capitais do Brasil (FIPE, 2020). Ademais, Recife possui a maior renda per capita da região, o que influencia no alto valor do metro quadrado dos imóveis à venda e, provavelmente, influencia no preço do metro quadrado do aluguel (DANTAS; MAGALHÃES; VERGOLINO, 2010). Um questionamento determinante para esta pesquisa pode ajudar a entender esses dados da capital pernambucana ante o cenário regional e sinalizar metodologicamente para estudos em outras cidades: **o que é mais valorizado pelo locatário ao buscar um imóvel em Recife?**

Para isto, o modelo de precificação hedônica desenvolvido por Court (1939) e Rosen (1974), é particularmente importante na captação da intensidade com que as firmas e o consumidor médio valoram cada característica dos imóveis. Um exemplo da utilização deste modelo em outro mercado é o caso de automóveis (COURT, 1939). Hoje, é comum a utilização de preços hedônicos na avaliação de imóveis tanto no trabalho de avaliadores quanto no estudo de economistas.

Diversos trabalhos internacionais tratam das amenidades urbanas por meio de preços hedônicos (DES ROSIERS; THÉRIAULT, 1996; PANDURO; VEIE, 2013; RIBES *et al.*, 2018), bem como trabalhos nacionais (HERMANN; HADDAD, 2005; DANTAS; MAGALHÃES; VERGOLINO, 2007 e 2010; SEABRA, SILVEIRA NETO; MENEZES, 2016). De modo geral, os resultados

apontam para a relevância das externalidades na geração de valor dos imóveis, havendo poucos trabalhos focados no mercado de locação.

Uma das relevâncias a destacar desta pesquisa é justamente a escassez de trabalhos sobre o mercado de locação. Na literatura internacional há pouco uso do aluguel como variável dependente, particularmente, porque os dados de aluguel são, em geral, privados e, portanto, difíceis de serem obtidos (MILLS, 1992; DES ROSIERS; THÉRIAULT, 1996; DUNSE; JONES, 1998; RIBES *et al*, 2018). Atualmente, trabalhos a respeito de aluguel de curtíssima duração ou de temporada vêm ganhando espaço, dada a rápida adaptação dos meios de oferta às necessidades do consumidor, no caso, o viajante usuário do aplicativo Airbnb, intermediador ou *marketplace* de imóveis disponíveis para locação (GIBBS *et al*, 2017; TONG; GUNTER, 2020).

Entre os estudos nacionais, destacam-se os trabalhos de González (1995), Angelo, Favero e Luppe (2004), Hermann e Haddad (2005), e Menezes, Azzoni e Moreira (2007). Porém, todos apresentam ponderações relacionadas à base de dados e suas limitações que podem afetar a modelagem. Pode-se citar algumas limitações como a ausência das variáveis de idade ou estado do imóvel de forma clara e objetiva, e dados não consolidados em *websites* de pesquisa, o que confere pouca confiança às estimações. Mais recentemente, outras pesquisas nacionais salientam dificuldades similares, como Gerab e Carvalho (2019), Rosa, Oliveira e Pinto (2019) e Fernandes (2021). Tal fato não surpreende, pois são adversidades atemporais igualmente comuns em trabalhos que buscam o valor razoável de locação do imóvel, mesmo de posse de uma base de dados mais robusta e variada.

Portanto, após investigar a literatura disponível, é possível afirmar que este estudo se destaca no Brasil na busca pelo entendimento da formação de preços dos aluguéis devido à base de dados consistente, heterogênea e atual pouco presente nas demais pesquisas nacionais e pela abordagem metodológica espacial, cujo rigor respalda os resultados.

Devido ao número considerável dos bairros do Recife, deve-se ter atenção especial ao que Hermann e Haddad (2005), Dantas, Magalhães e Vergolino (2010) e Seabra, Silveira Neto e Menezes (2016) chamam de *spillovers*² espaciais. Lesage e Pace (2009) apontam que os coeficientes estimados nas regressões, neste tipo de estudo, não apresentariam o que de fato seria o preço real de cada característica pertencente ao imóvel.

Portanto, o objetivo deste trabalho consiste em analisar o comportamento do mercado de locação de imóveis na cidade do Recife, com a determinação dos preços implícitos das amenidades urbanas. Estas informações são importantes para as imobiliárias e incorporadoras permitindo, com o uso do modelo de preços hedônicos, tornar mais precisas as estimativas utilizadas para o valor do aluguel. Ressalte-se que, além de vizinhanças, com características naturais bem diferenciadas, Recife também apresenta marcadas diferenciações espaciais com respeito às características sociais.

2 REVISÃO DE LITERATURA

O primeiro uso de regressões, utilizando o termo “hedônico”, foi realizado por Court (1939). Seu estudo se refere à indústria automobilística nos Estados Unidos, onde os preços variavam indiscriminadamente a depender do anúncio da montadora. O termo “hedônico” foi usado para descrever a valoração da importância de vários componentes – como potência, capacidade de frenagem, área de janela –, além de outras características pertinentes na construção de um índice de utilidade e desejo.

2 O efeito *Spillover*, também chamado de interação espacial, nada mais é do que o impacto indireto positivo ou negativo que uma determinada atividade pode gerar sobre outros indivíduos. Um exemplo relacionado ao mercado de imóveis é o aumento ou a queda do valor do aluguel de imóvel X visto que um outro imóvel Y foi alugado por um determinado valor na mesma região.

Na sequência, Lancaster (1966) reafirmou que as características próprias que diferenciam os bens estariam parcialmente omitidas na teoria clássica do consumidor. Para o autor, o interessante nessa nova abordagem foi o peso específico das características dos bens, em geral, como determinantes da utilidade do indivíduo. Como conclusão, por meio de conceitos microeconômicos (efeito substituição e axioma da preferência revelada), Lancaster afirma que as preferências do consumidor devem considerar as características intrínsecas dos bens, e não o bem *per se*.

Em um estudo seminal de 1974, Rosen (1974) coloca a precificação hedônica dentro do conceito de mercado concorrencial e equilíbrio espacial, e determina que o preço observado do produto e o conjunto de características associadas a ele definem o conjunto de valores implícitos. O autor afirma que, de acordo com a análise sobre o consumo, quanto maior for a renda, maior utilidade o consumidor almeja. Como consequência, haveria o consumo maior do bem com um “pacote de atributos” maior por parte do consumidor com maior poder aquisitivo. No entanto, esta relação nem sempre é linear, ou seja, uma família que vive em um apartamento de três quartos não necessariamente deseja um outro imóvel com seis quartos, caso o poder aquisitivo dela dobre. Como dedução, sob o ponto de vista do consumidor, um grupo de indivíduos de uma mesma faixa de renda tende a adquirir produtos com características semelhantes, o que remete a uma provável segmentação. Por este motivo, a inclusão da divisão sociodemográfica na cidade de Recife deve ser importante para estabelecer um novo ponto de vista sobre o mercado de aluguéis em regiões da cidade, como realizado por Fávero, Belfiore e Lima (2008) para imóveis residenciais na cidade de São Paulo.

Em razão da heterogeneidade observada entre bens imóveis, os modelos hedônicos têm sido amplamente empregados para explicar diferenças de preços entre residências ou pontos comerciais ao longo do tempo. Observando a literatura, há três motivações para utilização do método: (i) construir índices de preços; (ii) estimar o valor de propriedades a partir de características, em geral; (iii) determinar o impacto de certas características no preço final do imóvel, como amenidades urbanas, por exemplo.

Existem inúmeros trabalhos internacionais e nacionais que buscam analisar o impacto de características extrínsecas (amenidades urbanas), no valor de transação dos imóveis. Em um estudo de 2000 Tyrväinen e Miettinen computaram o preço implícito das amenidades florestais urbanas, comuns na Finlândia, sobre os preços das habitações e suas características locais. O trabalho de Kong, Yin e Nobukazu (2007) tem grande relevância para este tipo de estudo pela utilização do Sistema de Informações Geográficas (GIS), cujo fim era georreferenciar os dados coletados de negociações imobiliárias na cidade de Jinan, China. Para os autores, a metodologia espacial por meio do *software* foi essencial para que o coeficiente de algumas variáveis fosse preciso, consistente e não-viesado, a exemplo da variável de “acesso às áreas públicas”.

Mais recentemente, Panduro e Veie (2013) categorizaram o espaço verde em oito tipos diferentes e quantificaram o seu impacto nos preços da habitação na cidade de Aalborg, usando o método dos preços hedônicos. Como um dos resultados, eles encontraram que os tipos de áreas verdes, cuja classificação se dá em termos de acessibilidade e nível de manutenção, têm altos preços implícitos, ao passo que os tipos com baixas classificações não são identificados ou fornecem resultados ambíguos. Assim, concluíram que o espaço verde não é uma amenidade ambiental uniforme, mas, sim, um conjunto de variáveis distintas com impactos muito diferentes sobre o preço das moradias.

Bishop e Murphy (2019) analisaram os efeitos das amenidades, que variam temporalmente, sobre os imóveis e o impacto futuro delas quando o consumidor tem preferência pelo potencial da localidade em negociação. Eles relacionam o viés potencial associado ao modelo estático de preços hedônicos (ROSEN, 1974) às séries temporais das amenidades de interesse, propondo um fator de ajustamento que corrige o potencial erro, tornando o modelo estático de Rosen em um modelo de análise do potencial futuro.

No Brasil, Hermann e Haddad (2005) avaliam a precificação dos imóveis residenciais em São Paulo, considerando características extrínsecas. Eles aplicam um conceito de geografia urbana

de cidades monocêntricas ou policêntricas. Uma contribuição importante foi a constatação de limitações do modelo, a exemplo das desvantagens do método Box-Cox e as ocorrências de forte multicolinearidade das variáveis e dependência espacial nos resíduos. Como resultado, por meio de dados da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF), coletados pela FIPE para o ano de 1999, os autores concluíram que a proximidade às estações de trem, a presença de áreas verdes e o zoneamento urbano estritamente residencial valorizam o imóvel, enquanto a criminalidade causa o contrário.

No caso da cidade de Recife, Dantas, Magalhães e Vergolino (2007) utilizaram o modelo de preços hedônicos, com o objetivo de analisar características do mercado imobiliário local, como a influência do litoral e parques, por meio de dados fornecidos pela Caixa Econômica Federal para apartamentos vendidos entre os anos de 2000 e 2002 e dados do censo IBGE 2000. Concluíram que os imóveis desvalorizam entre 6% e 8% à medida que se distanciam do parque da Jaqueira e da praia, respectivamente. No entanto, encontram evidências de dependência espacial nos preços dos imóveis. Perceberam também uma redução dos preços implícitos de certas amenidades, reiterando a hipótese discutida por Hermann e Haddad (2005) sobre a existência de *spillovers* espaciais. Em um estudo de 2010, Dantas, Magalhães e Vergolino mostraram que as equações de demanda tradicionalmente estimadas, sem considerar a dependência espacial, podem gerar resultados tendenciosos, com a elasticidade-preço representando menos de 50% da estimativa do modelo espacial.

Seabra, Silveira Neto e Menezes (2016) consideram um modelo de preços hedônicos, com diferentes tratamentos da dependência espacial (SAR e SAC) e utilizam um amplo banco de dados fornecido pela Prefeitura. Os resultados indicam que “vista ao mar” e “proximidade ao rio” são as amenidades mais valorizadas na cidade, e que proximidade às Zonas Especiais de Interesse Social (ZEIS), aos metrô e aos locais com índice de violência elevado contribuem negativamente.

Pode-se afirmar que a maior parte das pesquisas nacionais não utilizam uma modelagem focada em aluguel, o que pode levar a resultados distintos aos comumente vistos nas pesquisas de venda. Um dos fatores a dificultar o manejo de dados detalhados de aluguel tanto na oferta quanto no fechamento de contrato é a indisponibilidade de dados públicos, encontrados basicamente apenas na Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) como um custo adicional às famílias. Quando são informações relacionadas à locação, o método de coleta comum é primário em sites de anúncios ou com o acesso permitido por imobiliárias. Mesmo assim, na literatura nacional, alguns pesquisadores podem ser citados nas pesquisas a respeito do aluguel.

González e Formoso (1995) propôs um estudo do comportamento do mercado imobiliário de Porto Alegre, através do uso de preços hedônicos. Com um banco de dados composto por 504 imóveis, o modelo explicou 80% da variabilidade dos preços de aluguel, e variáveis como distância aos shopping centers e existência de favelas nas proximidades são significativas.

Ángelo, Fávero e Luppe (2004) realizaram estudo similar ao de Dunse e Jones (Glasgow, 1998) para a cidade de São Paulo. Eles aplicam modelos semi-logarítmicos de preços hedônicos, com base em dados de aluguel de imóveis comerciais. Os resultados obtidos para São Paulo demonstram que os atributos mais importantes para a determinação dos preços dos aluguéis são a presença de fibra ótica no edifício, piso elevado para a passagem de dutos e fiação e, em algumas regiões, o número de vagas de estacionamento, o número de elevadores e as dimensões do edifício.

Menezes, Azzoni e Moreira (2007), utilizando os dados de gastos com aluguéis divulgados pela POF 2002/2003, estimaram um índice de custo de vida, com o gasto com aluguel residencial, como proxy, entre estados brasileiros a partir de um modelo de preços hedônicos. Além dos atributos físicos utilizados, como controle, os pesquisadores incluíram também *dummies* para áreas geográficas, estados e faixas de renda (baixa, média e alta). As conclusões foram que o custo de vida para as capitais é o mais elevado, enquanto as zonas rurais possuem os custos mais baixos. Ademais, outros resultados obtidos, devido à utilização de *dummies* de interação entre os estados e a nível de renda familiar foram que a cidade de Brasília possui os gastos mais altos de aluguel para pessoas de nível de renda alta e baixa, enquanto que Rio de Janeiro foi a cidade mais custosa para

pessoas de nível médio. Os estados com custo de aluguel mais baixo foram Sergipe, Maranhão e Ceará para níveis de renda alto, médio e baixo, respectivamente.

Mais recentemente, a literatura nacional voltada para o mercado de locação vem se expandindo, porém, ainda sem apresentar a modelagem espacial para tratamento dos efeitos de dependência na amostra. Gerab e Carvalho (2019), Rosa, Oliveira e Pinto (2019) e Rosangela (2021), por exemplo, são pesquisas, orientadas para suas respectivas cidades, com tratamentos similares quanto ao aluguel. Nenhuma dessas pesquisas utilizam o modelo espacial de preços hedônicos, nem verificam a existência de *spillovers* espaciais, o que leva o resultado a possíveis vieses de estimação. Além disso, assim como nas pesquisas mais antigas, verifica-se a recorrente dificuldade de obtenção das variáveis de estado e idade dos imóveis quando se trata de aluguel.

Ainda sobre as bases de dados, Gerab e Carvalho (2019) utilizam uma base retirada do *website* ZAP Imóveis, fonte bastante heterogênea³. Rosa, Oliveira e Pinto (2019) utilizam uma base de dados de uma outra pesquisa, em 2016, de vários *websites*. Após o tratamento, a amostra total apresentou 271 dados, com um número pequeno de variáveis explicativas, assim como Rosangela (2021), mesmo utilizando uma base formal obtida de uma imobiliária local.

Dos trabalhos internacionais, Won e Lee (2018) investigam como os aluguéis de pequenas moradias urbanas são determinados a partir do uso de preços hedônicos, considerando a dependência espacial. Eles apontam para a utilização do *Software* Geoda, explorado por Luc Anselin, desde 2004, de acordo com os autores, e a praticidade do mesmo para estimar os principais modelos espaciais (SAR e SEM). Concluíram que todas as variáveis relativas à localização e amenidades locais impactam significativamente no preço do aluguel.

Já o trabalho de Ribes *et al.* (2018) aborda como o novo ambiente turístico na Espanha afeta os preços de locação das casas de veraneio. Os resultados apontam para novas variáveis pouco exploradas na literatura, como a competitividade sobre o turismo e a reputação on-line como futuros determinantes de preço.

Por fim, vem surgindo uma nova vertente global de pesquisa: os estudos sobre a *Sharing Economy* (Economia do Compartilhamento), que aborda principalmente a precificação de aluguel de curtíssimo prazo, feitos por meio de *marketplaces* como o Airbnb, com o objetivo de encontrar uma harmonia entre rentabilizar um imóvel parado e o melhor custo para o viajante ou turista. Gibbs *et al.* (2017) e Tong e Gunter (2020) utilizam o método dos preços hedônicos via MQO para apontar quais características podem impactar significativamente nos preços de oferta no Airbnb nas suas respectivas regiões.

Tomando como base toda a pesquisa realizada na literatura nacional e internacional sobre preços de locação de imóveis, observa-se uma clara escassez de trabalhos bem embasados sobre o assunto no acervo brasileiro. Alguns estudos internacionais, como o mostrado e mencionado anteriormente, já incluem na precificação hedônica dos aluguéis a abordagem da dependência espacial e sua correção associada, mas a nível nacional apenas a pesquisa de Hermann e Haddad (2005) se aproxima de tal análise, apesar de não considerar a correção nas estimações, além de outras limitações. Logo, esta pesquisa preenche a lacuna apresentada, contribuindo diretamente para ampliar e aprofundar os estudos econômicos sobre o mercado de locação à nível de Brasil, considerando a correção da dependência espacial.

3 METODOLOGIA

Nesta seção, apresentam-se as estratégias empíricas do trabalho, compreendendo o método de análise e dados.

3 Por exemplo: os valores dos aluguéis anunciados não sinalizam se incluem ou não as taxas inclusas.

3.1 MÉTODO DE ANÁLISE

Conforme a revisão da literatura, é razoável supor que os preços de aluguéis dependam de características internas e externas dos imóveis. Isso pode ser expresso pela equação:

$$P = (N, X) \quad (1)$$

no qual P refere-se aos preços dos aluguéis, N às características internas ou físicas do imóvel, e X às características externas (amenidades urbanas e naturais).

A primeira etapa metodológica consiste, portanto, em precisar o formato específico da função acima. Segundo Fávero, Belfiore e Franco (2008), as formas mais utilizadas são a linear, a logarítmica e a semilogarítmica. O critério de escolha adotado é baseado no teste de transformação de Box-Cox, utilizado por Seabra, Silveira Neto e Menezes (2016)⁴, que destacam, na direção do uso da forma semilogarítmica, o fato que ela permite uma interpretação simples por meio de variações percentuais médias. Além disso, a forma semilogarítmica apresenta variância reduzida quando comparada a forma linear e, no caso de variável omitida importante, tal especificação apresenta resultados mais precisos. Entretanto, essa transformação não garante a significância dos coeficientes estimados (HERMANN; HADDAD, 2005). Essa especificação tem sido largamente adotada para explicar o comportamento do mercado habitacional, como apontam Dantas, Magalhães e Vergolino (2007) e Dunse e Jones (1998).

A segunda etapa envolve o reconhecimento de que se está face a um problema, que envolve questão espacial, ao ser acrescentada às variáveis de distância aos polos de influência ou *dummies* de setorização de bairros, considerando a independência espacial da variável dependente e dos resíduos (DANTAS; MAGALHÃES; VERGOLINO, 2010). Entretanto, Lesage e Pace (2009) e Anselin (2013) destacam que, dados cujos posicionamentos espaciais forem determinantes na sua caracterização podem ser imprecisos, implicando em erro de medida, bem como podendo ocorrer erros devido a *spillovers* espaciais. Como consequência, os coeficientes se tornam ineficientes e os testes de significância ficam distorcidos.

Nesta direção, Hermann e Haddad (2005) ressaltam que, devido à característica de imobilidade espacial, os imóveis podem apresentar algum grau de dependência. Isso pode ocorrer devido à presença de efeitos *spillover* entre imóveis, ou mesmo pela falta de consideração adequada de alguma das amenidades naturais e urbanas: a influência delas estaria presente no erro de cada observação, provocando, assim, uma correlação entre os erros. Nesse caso, deve-se reespecificar o modelo.

Portanto, para a obtenção de resultados consistentes e robustos, deve-se realizar as análises de índices e testes de dependência espacial. Seguindo os procedimentos, é feito o exame do Índice Global de Moran⁵ (ANSELIN, 2014). Esse índice é obtido pela fórmula:

$$I = \frac{n}{\sum_i \sum_j w_{ij}} \left(\frac{\sum_i \sum_j w_{ij} (y_i - \bar{y})(y_j - \bar{y})}{\sum_i (y_i - \bar{y})^2} \right)$$

4 Este procedimento está mais detalhado em Tyrväinen e Miettinen (2000).

5 Quanto mais próximo de 1, mais similares são os dados da amostra entre si. Próximo a -1 quer dizer que os vizinhos possuem características opostas aos elementos da base de dados. Há outros testes estatísticos, que não dependem de uma especificação paramétrica para a forma de autocorrelação no espaço, como o teste do I de Moran e os testes do Multiplicador de Lagrange (LM) robusto para defasagem ou erro. A estatística I de Moran é a mais difundida, podendo ser aplicada tanto à variável dependente quanto aos resíduos da regressão (YWATA; ALBUQUERQUE, 2011).

em que w_{ij} é um elemento da matriz de pesos espaciais W , n é o número de observações e y é a variável em análise. Aplicada aos resíduos, tem-se:

$$I = \frac{n}{s} \left(\frac{\hat{s}'W\hat{s}}{\hat{s}'\hat{s}} \right) \quad (3)$$

em que s é o fator de padronização (soma de todos os elementos da matriz W).

Esse índice permite construir um teste para a hipótese nula, em que a rejeição indica que há correlação espacial. Tendo em vista que o teste não identifica se a autocorrelação está presente no erro ou na explicação da variável dependente, utilizam-se testes mais específicos: o LM (erro) robusto, para detectar efeitos de autocorrelação espacial no termo de erro. Trata-se de um teste assintótico a partir da estatística:

$$LM_{\lambda} = \frac{\left(\frac{\varepsilon'W\varepsilon}{\sigma^2} \right)^2}{tr[(W' + W)W]} \quad (4)$$

em que ε é o vetor de resíduos de mínimos quadrados, W a matriz de pesos espaciais, σ^2 é a estimativa de máxima verossimilhança da variância do modelo de mínimos quadrados, e tr é o traço da matriz, com distribuição qui-quadrado com um grau de liberdade, sob a hipótese nula de não existência de autocorrelação espacial no termo erro. Por sua vez, (ii) o LM (defasagem) Robusto é utilizado para verificar a presença de efeitos de defasagem espacial na variável dependente. Também é um teste assintótico, com equação análoga à anterior, com os mesmos requisitos sobre a distribuição. Esses testes foram realizados com o *Software* Geoda (WON; LEE, 2018).

Constatada a dependência espacial na variável dependente ou entre os resíduos, tornou-se necessário aperfeiçoar o modelo da equação (1), transformando-o em um modelo de análise espacial, conforme adotado nos modelos de Dantas, Magalhães e Vergolino (2010) e Won e Lee (2018). Para o modelo *Spatial Autoregressive Model* (SAR), considera-se que os agentes econômicos tomam decisões correntes influenciados pelo comportamento de outros agentes em períodos anteriores (LESAGE; PACE, 2009). O modelo tem a seguinte forma para o caso linear:

$$Y = \rho WY + X\beta + \varepsilon \quad (5)$$

em que ρ é o coeficiente do termo defasado, capturando as interações espaciais. Caso não seja significativo, sinaliza que as interações espaciais não representam adequadamente os preços dos aluguéis, evidenciando que se pode utilizar MQO (SEABRA; SILVEIRA NETO; MENEZES, 2016). Para lembrar, W refere-se à matriz arbitrária de pesos, sendo a mesma usada para os testes de dependência espacial.

É uma abordagem interessante. Entretanto, os coeficientes não são suficientes para mensurar os efeitos totais das variáveis independentes sobre o aluguel de um determinado imóvel, por exemplo, sinalizando, na verdade, a soma do efeito direto da variável observada e do efeito indireto da mesma variável dos demais vizinhos presentes na amostra. Caso a dependência espacial esteja presente nos erros, torna-se necessário a apresentação de outros modelos, como o *Spatial Error Model* (SEM)⁶.

$$\varepsilon = \lambda W\varepsilon + \mu \quad (6)$$

6 Como prescrevem Ywata e Albuquerque (2011) e Lesage e Pace (2009). Os primeiros autores fazem uma análise comparativa entre os modelos espaciais, além de apontar possíveis melhorias, assim, aprofundando o estudo de Lesage e Pace (2009).

no qual λ corresponde ao coeficiente de ajustamento do erro.

A intuição para esse modelo é que o padrão espacial manifestado no termo de erro surge devido a efeitos não modelados dada a falta de medida adequada que, por sua vez, estão espacialmente correlacionados. Nesse modelo, a variável dependente é influenciada também pelos erros não mensurados de todos os dados do entorno, formando um sistema de propagação do efeito, atingindo toda a amostra em geral, mas com uma intensidade decrescente à medida que se afasta do epicentro da ocorrência da inovação causadora do choque. Todavia, a interpretação dos coeficientes não é afetada, ou seja, o efeito total é captado diretamente no modelo (ALMEIDA, 2012).

Voltando-se agora mais precisamente para a matriz W de pesos, adota-se a proposta de Seabra, Silveira Neto e Menezes (2016), já que nesta pesquisa os dados são relativos a unidades muito particionadas (imóveis). Esses autores colocam como possíveis soluções a matriz de k -vizinhos mais próximos (ANSELIN, 2013), ou a matriz de vizinhança baseada num raio de proximidade cada vez menor (GERARDI *et al.*, 2015). No caso do Recife, Seabra, Silveira Neto e Menezes (2016) utilizam uma matriz de pesos, considerando um raio de 1,5 km, enquanto Dantas, Magalhães e Vergolino (2007 e 2010) usam o inverso da distância entre os imóveis da amostra.

Os coeficientes resultantes da estimação, no caso do modelo SAR e seus derivados, possuem uma interpretação incomum devido à presença de interação entre os imóveis. Lesage e Pace (2009) consideram que os estimadores devem ser divididos em impactos diretos, indiretos e totais, e interpretado igualmente a um MQO. Mais precisamente:

- (i) Impacto direto: é a média dos efeitos da observação i sobre si mesma, dado pelo traço da diagonal principal de $S_r(W)$:

$$S_r(W) = (I_n - \rho W)^{-1} I_n \beta_r \quad (7)$$

Logo, $\bar{M}(r)_{direto} = n^{-1} tr[S_r(W)]$, sendo n o número de observações.

- (ii) Impacto total: efeito médio de todas os imóveis j presentes na matriz de vizinhança sobre o imóvel i , incluindo seu próprio efeito. Esse efeito é obtido da seguinte forma: $\bar{M}(r)_{total} = n^{-1} i_n^t S_r(W) i_n$, em que i_n é um vetor coluna unitário.

- (iii) Impacto indireto: efeito médio dos vizinhos sobre o imóvel i , dado por

$$\bar{M}(r)_{indireto} = \bar{M}(r)_{total} - \bar{M}(r)_{direto}$$

Por fim, com base em Dantas, Magalhães e Vergolino (2010), uma maneira de escolher o modelo a adotar, além dos testes de dependência espacial (LM Robust), é pela utilização dos critérios de informação de AIC – Akaike e SC – bayesiano de Schwartz. A estimativa de AIC para um dado modelo é dada por:

$$AIC = -2L + 2k \quad (8)$$

em que L corresponde ao máximo do logaritmo natural da função de verossimilhança, e k corresponde ao número de parâmetros. Por sua vez, a estimativa SC é dada por:

$$SC = -2L + 2k \ln(n) \quad (9)$$

em que n indica o número de observações. Na escolha de modelos espaciais, o melhor será aquele com menores valores encontrados para AIC e SC^7 .

3.2 DADOS

Esta pesquisa utilizou uma base de dados com 269 imóveis residenciais distribuídas pela RPAs 3, 4 e 6, mais conhecidas como Zona Norte e Sul da Região Metropolitana de Recife. Com base nos dados do relatório de locação residencial da Fipe, relativo a janeiro de 2020 para toda a cidade, foram encontrados um total de 5.656 anúncios de locação. Considerando uma distribuição normal, uma amostra de 269 anúncios pode ser considerada representativa para toda a cidade ao nível de confiabilidade de 90%, incluindo uma margem de erro de 5% nas estatísticas descritivas dos dados. Logo, tratando-se apenas de 39 bairros na amostra frente ao total de 94 bairros da cidade, pode-se afirmar no mínimo o mesmo para a região em estudo. A amostra foi fornecida pela maior imobiliária do Estado e segunda maior da região Nordeste, Âncora Imobiliária, com décadas de experiência no ramo de locação.

A utilização desses dados traz vantagens quando comparados com a coleta comumente feita em outros trabalhos. Por se tratar de uma empresa conceituada, as informações de cada imóvel são controladas de maneira cautelosa, com todas as informações documentadas e verificadas, o que ajuda na negociação com o consumidor. Quando coletado anúncios de *sites* ou outros meios, há a temeridade de estarem desatualizados com informações imprecisas ou escassas. No Quadro 1 pode-se observar a quantidade de variáveis obtidas a partir do registro da empresa. São poucos os trabalhos na literatura, que buscam trabalhar com tal fonte de dados, sendo mais comum em estudos internacionais.

Quadro 1 – Variáveis do modelo

Variável	Sigla	Definição	Fonte
Preço do aluguel	<i>p</i> ou <i>Alug</i>	Valor disponibilizado pela Imobiliária (<i>asking rents</i>) – R\$.	Imobiliária Âncora
Andar	<i>andar</i>	Variável discreta	Imobiliária Âncora
Área útil	<i>area</i>	Área do imóvel - m ² .	Imobiliária Âncora
Mobiliado	<i>mobiliado</i>	Dummy (sim = 1)	Imobiliária Âncora
Número de Quartos	<i>quartos</i>	Variável discreta	Imobiliária Âncora
Banheiros	<i>banheiros</i>	Variável discreta	Imobiliária Âncora
Vagas de garagem	<i>vagas</i>	Variável discreta	Imobiliária Âncora
Vista p/ mar	<i>vmar</i>	Dummy (sim = 1)	Imobiliária Âncora
Vista p/ rio	<i>vrio</i>	Dummy (sim = 1)	Imobiliária Âncora
Distância ao centro	<i>dcentro</i>	Distância ao centro do Recife – km.	Georreferenciamento (<i>Software</i> QGIS)
Distância à praia	<i>dpraia</i>	Distância ao litoral – km.	Georreferenciamento (<i>Software</i> QGIS)
Distância ao rio	<i>drio</i>	Distância ao Rio Capibaribe – km.	Georreferenciamento (<i>Software</i> QGIS)
Distância ao parque	<i>dparque</i>	Distância aos Parques da Jaqueira e D. Lindu – km.	Georreferenciamento (<i>Software</i> QGIS)
Distância às ZEIS	<i>dzeis</i>	Distância às ZEIS – km.	Georreferenciamento (<i>Software</i> QGIS)

Apesar de terem sido fornecidos dados históricos da empresa, as discrepâncias nos preços e nas informações fizeram com que se optasse por um corte: passou-se a tratar a amostra sob a forma de corte transversal. Essa estrutura decorre principalmente das características associadas ao mercado de ativos em análise, fundamentalmente marcado pela presença de ciclos relativamente longos. A base de dados é formada exclusivamente por imóveis em oferta no período de 2019 (*asking rents*),

7 Ver em Anselin (2013), no capítulo relativo à seleção dos modelos espaciais, ou, para apreciação específica no *Software* GEODA, em Anselin e Rey (2014).

cujas informações foram obtidas diretamente dos imóveis disponíveis: os indisponíveis, ou seja, já negociados, não poderiam ter suas informações compartilhadas aqui em razão da privacidade.

Optou-se por utilizar variáveis explicativas para as amenidades urbanas presentes em alguns trabalhos (HERMANN; HADDAD, 2005; DANTAS, MAGALHÃES, VERGOLINO, 2007 e 2010; SEABRA; SILVEIRA; MENEZES, 2016). Entretanto, com a mudança da variável dependente de preço de venda para aluguel ofertado, a equação resultante permitiu uma abordagem nova e mais valiosa devido ao tratamento dado ao banco de dados com qualidade e informações precisas.

Por fim, foi possível uma análise comparativa sobre o impacto das características físicas e amenidades urbanas de modo a obter novas perspectivas a respeito da preferência do consumidor e, conseqüentemente, pode-se ampliar a discussão sobre os resultados obtidos em demais pesquisas da literatura de preços hedônicos sobre os valores de aluguel e de venda. Todas as variáveis relativas às amenidades (*dpraia*, *drio*, *dcentro*, *dparque*, *dzeis*) foram coletadas por meio de distâncias aos respectivos polos de influência obtidas pelo Software de georreferenciamento Qgis.

Os aluguéis utilizados se referem aos ofertados (*asking rents*). Nele foram incluídos os valores de IPTU por mês e condomínio, quando não explicitado na oferta, já que o custo efetivo final é único sob a perspectiva do consumidor. Ressalte-se o uso dessa variável dependente, pois, como afirma Dunse e Jones (1998), apesar de os aluguéis efetivamente transacionados representarem a demanda do consumidor mais fielmente, eles podem trazer problemas relacionados a confidencialidade, períodos de vacância e outros incentivos, que, ao estarem em contrato, teriam que ser analisados minuciosamente de modo a apontar da maneira correta o impacto sobre a preferência do consumidor.

Para a construção das variáveis relativas às externalidades escolhidas foi necessário georreferenciar um a um os 269 imóveis, pois o Qgis sofre com problemas de precisão nos complementos necessários. Já as amenidades urbanas necessitam de abordagens diferentes. Os parques e o centro foram georreferenciados por meio dos seus centróides, obtidos pelo Qgis. Já os recursos hídricos (Praia ou Orla de Boa Viagem e o Rio Capibaribe) e as ZEIS foram obtidos por meio de *shapefiles* fornecidos pela PCR. A etapa seguinte foi calcular a distância entre os dados da amostra para cada uma das amenidades citadas.

Segundo Seabra, Silveira Neto e Menezes (2016), além dos aspectos históricos associados à região, a escolha do Marco Zero como centro comercial e referência para a variável *dcentro* é pautada pela importância econômica da região para a cidade, pois nela estão situados os poderes administrativos do município e do estado de Pernambuco, empresas de saúde, tecnologia e diversos bancos. Entretanto, divergimos dos autores com relação ao fato de que deve ser levado em consideração o quadrado da distância ao centro mesmo Recife sendo uma cidade monocêntrica.

Neste trabalho, espera-se um impacto linear da mesma sob o valor do aluguel, pois ele decresce apenas na periferia do Recife próxima às cidades vizinhas, o que não está sendo observado na nossa amostra e pode impactar negativamente na representatividade do modelo. Os autores mencionam ainda que as Zonas Especiais de Interesse Social (ZEIS), assim denominadas pela Prefeitura, são pontos de influência de cada bairro. Igualmente concluímos que as ZEIS poderiam influenciar no valor dos aluguéis próximos e, por isso, adotou-se essa variável no modelo. Além disso, foi inserida a *dummy* “mobiliado” referente ao estado de preenchimento interno da área útil do imóvel, visto que esta é uma característica importante e específica do mercado de locação, que não foi abordada em nenhuma pesquisa nacional dentro desse mesmo tema (aluguel residencial). Por exemplo: entre dois imóveis, num mesmo edifício, a tendência é que maior valor seja atribuído ao imóvel mobiliado.

Como aspecto negativo, registra-se a ausência de informações precisas a respeito da idade dos imóveis desde a construção. A coleta individual de informações seria bastante onerosa em termos de tempo e, ainda assim, haveria o risco de vir imprecisa ou incompleta. Alguns métodos de consideração do tempo ainda foram percorridos e testados, como utilização de uma *dummy* para novo (1) ou velho (0), ou uma *proxy* de estado de conservação, mas as variáveis se mostraram altamente

correlacionadas com outras do modelo, além de pouco significativas, o que seria bastante improvável de ocorrer caso tivéssemos a verdadeira idade dos imóveis. Desse modo, prosseguimos sem a variável “idade”, sendo ainda possível obter resultados significativos e bem caracterizados.

A Tabela 1 apresenta as estatísticas descritivas das variáveis, que são utilizadas no modelo empírico. Os imóveis em oferta nas zonas norte e sul da Recife em 2019 têm, em média, um valor de aluguel equivalente a R\$ 2170,18, uma área útil de 87,36 m², não-mobiliado, localizado no 7º andar com 2 ou 3 quartos, aproximadamente 2 banheiros, 1 vaga por apto. Quanto às variáveis extrínsecas ao apartamento, aproximadamente 12% delas têm vista para o mar, 6% tem vista para o Rio Capibaribe. O imóvel ficaria posicionado a uma distância de 3,5 km do litoral recifense, 1,6 km do Rio Capibaribe, 2,3 km de um dos dois parques principais da cidade, a 5,24 km do centro e a 700m de uma comunidade. Os desvios elevados se deram por causa da amostra limitada quando comparada às demais pesquisas nacionais sobre mercado imobiliário, além da variabilidade alta das características.

Tabela 1 – Estatísticas descritivas das variáveis do modelo

Variáveis	Média	Desvio Padrão	Máximo	Mínimo
Aluguel mensal (R\$)	2170,18	1174,76	10144,00	460
Área Útil (m ²)	87,36	53,07	380	25
Andar (unit.)	7,33	6,89	35	0
Quartos (unit.)	2,50	0,88	4	1
Banheiros (unit.)	1,92	0,83	6	1
Vagas (unit.)	1,27	0,56	3	0
Mobiliado (sim =1)	0,12	0,32	1	0
Vista p/ Mar (sim = 1)	0,12	0,32	1	0
Vista p/ Rio (sim = 1)	0,06	0,24	1	0
Dist. Praia (Km)	3,52	2,34	10,14	0,041
Dist. Rio (Km)	1,64	1,68	6,67	0,03
Dist. Parques (Km)	2,28	1,38	8,20	0,19
Dist. Centro (Km)	5,24	2,04	10,54	1,13
Dist. Zeis (Km)	0,761	0,354	1,86	0,098

Fonte: Elaboração própria, dados e *shapefiles* fornecidos pela Secretaria de Infraestrutura e Serviços Urbanos da Prefeitura do Recife (Portal de Dados Abertos, 2019).

É possível inferir que há uma forte correlação entre a área útil e o valor do aluguel, pois é natural que imóveis maiores sejam mais valorizados, porém, talvez com uma intensidade distinta quando comparada ao valor de venda. O metro quadrado para venda deve valer mais do que o valor do m² para aluguel. O valor médio do metro quadrado para aluguel nesta pesquisa foi estimado em R\$ 27,67/m², muito próximo do que foi constatado pela FIPE (janeiro/2020) para Recife no valor de R\$ 30,31/m². Outras variáveis que apresentaram correlações consideráveis com outras duas, ou até mesmo entre si, foram o número de quartos, de banheiros e vagas, que se associam facilmente ao tamanho da área útil ou ao valor do aluguel. Por isso, o cálculo do VIF (Fator de Inflação da Variância), para verificar a existência ou não de multicolinearidade entre as variáveis dependentes.

Dentre as amenidades naturais e urbanas, poucas delas apresentaram correlações consideráveis. Pode-se destacar a correlação negativa entre a distância ao litoral e ao rio, pois, assim como encontrado por Seabra, Silveira Neto e Menezes (2016), há um *tradeoff* entre escolher alugar um imóvel próximo da praia ou do rio, visto que as regiões da cidade exploradas nesta pesquisa são opostas e tem como referência o Rio Capibaribe para a zona norte e o mar para a zona sul de Recife. Outra correlação que chamou a atenção foi entre *dcentro* e *drio*, o que vai de acordo com o esperado, pois o centro da cidade de Recife fica localizado muito próximo ao rio. Sendo assim, imóveis alugados próximos ao centro do Recife estão próximos ao Rio Capibaribe também.

Por fim, observou-se algumas correlações ainda inferiores a 0,75, mas que podem acabar influenciando a estimação. Optou-se por calcular o fator de inflação de variância, cujo resultado acima de 10 já indica forte correlação, quando se aconselharia substituir ou retirar a variável do modelo. Neste estudo, a única variável que apresentou VIF realmente alto foi a distância ao rio, mas ainda inferior a 10 e, somado a isso, as correlações individuais foram baixas. Logo, mesmo mantendo essa variável, o modelo não deve sofrer com problemas de multicolinearidade.

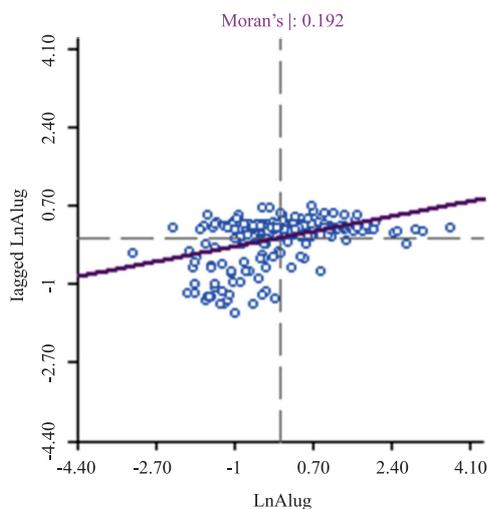
4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Observou-se distribuição normal sob a perspectiva da variável dependente, com poucas observações mal ajustadas, o que já era esperado devido ao tamanho da amostra. No entanto, assim como no trabalho de Hermann e Haddad (2005), há sinais de heterocedasticidade. Naquele estudo, os autores optaram por não fazer uma análise mais aprofundada sob a justificativa de que os efeitos se restringem à confiabilidade do nível de significância dos parâmetros, sem provocar nenhum viés sobre as estimativas e suas consistências.

Posteriormente, para que fosse possível verificar a existência de dependência espacial, foi feita a análise do índice global de Moran, a partir de uma matriz de pesos, utilizando o inverso da distância dos vizinhos e considerando um raio de 1,5Km. O resultado pode ser observado na Figura 1.

Figura 1 – Índice global de Moran e diagrama de espalhamento

O índice sugere a existência de dependência espacial, pois o imóvel em observação seria aproximadamente 20% similar aos vizinhos, o que é um valor considerável na literatura de mercado



imobiliário (SEABRA; SILVEIRA NETO; MENEZES, 2016). O diagrama de espalhamento aponta que a média com relação aos vizinhos da variável dependente é geralmente um pouco maior do que o valor da variável dependente em questão. Ou seja, para a amostra desta pesquisa, a média do preço do aluguel – considerando os vizinhos no raio de 1,5km – é superior ao do imóvel escolhido.

Posteriormente, o teste do I de Moran sobre os erros foi realizado, como apresentado na Tabela 4, adotando a mesma matriz de pesos. O teste indicou a existência de correlação espacial entre as observações. Sendo assim, o modelo OLS para preços hedônicos nesta pesquisa não seria o mais apropriado. Em seguida, os testes dos multiplicadores de Lagrange foram realizados para que fosse possível identificar qual o provável modelo de regressão espacial (SAR ou SEM) mais adequado para o trabalho, como foi apontado por Dantas, Magalhães e Vergolino (2010) e Anselin (2014).

A Tabela 2 revela que, apesar de todos os testes dos multiplicadores de Lagrange terem sido significativos a 1%, o teste Robust LM (Error) foi significativo ao nível de 10%. Portanto, há

fortes indícios de que o modelo espacial mais adequado para esta pesquisa é o modelo de erro espacial (SEM), o que facilita as deduções a respeito do impacto das variáveis no aluguel.

Tabela 2 – Diagnóstico de dependência espacial

	MI/DF	z-value	p-value
Moran's I (error)	0,0865	6,2801	0,0001
Lagrange Multiplier (Lag)	1	14,2541	0,0002
Robust LM (lag)	1	1,6965	0,1928
Lagrange Multiplier (Error)	1	15,4155	0,0001
Robust LM (Error)	1	2,8579	0,0909
Lagrange Multiplier (SARMA)	2	17,1119	0,0002

Fonte: Elaboração própria, com auxílio do *Software GeoDa*.

Outro aspecto importante é que, utilizando os critérios de Akaike (AIC) e de Schwarz (SC), os valores obtidos para o modelo espacial foram inferiores aos encontrados no modelo tradicional, como apresentado na Tabela 3, o que indica a melhoria do ajustamento pela metodologia de econometria espacial e corrobora com a utilização do SEM como modelo espacial principal para análise dos efeitos das características sobre o valor do aluguel.

Tabela 3 – Critérios de Akaike (AIC) e Schwartz (SC) para seleção do modelo

Critério	OLS	SAR	SEM
AIC	2,0192	-6,5817	-9,9987
SC	52,3452	47,339	40,3286

Fonte: Elaboração própria, com auxílio do *Software GeoDa*.

A Tabela 4 expõe o resultado das estimativas do modelo OLS, bem como dos modelos espaciais SAR e SEM. Em todos os modelos, a variável dependente correspondeu ao logaritmo natural do aluguel mensal como variável dependente. Ademais, todos os modelos apresentaram normalidade na distribuição dos resíduos ao serem analisados os respectivos histogramas e, também, não apresentaram problema de multicolinearidade.

Os modelos finais tiveram poder de explicação elevado (com R^2 entre 70% e 76%.) O R^2 ajustado e o teste da razão da verossimilhança sugerem também que os modelos espaciais se destacam face aos modelos de regressão linear. Após analisar o VIF de cada variável explicativa, não foi constatada evidência de multicolinearidade nos modelos apresentados.

Os resultados do modelo OLS seguem a linha do modelo espacial, com os sinais dos coeficientes atendendo as expectativas, o que não é incomum na comparação dos três modelos: conclusões similares podem ser encontradas nos trabalhos de Dantas, Magalhães e Vergolino (2010) e Seabra, Silveira Neto e Menezes (2016). Esperava-se, o que se confirmou, que as variáveis de distância à praia, ao rio e ao parque tivessem um impacto negativo nos preços dos aluguéis, pois quanto menor a distância a essas amenidades, maior tende a ser o aluguel mensal. Já o contrário era esperado para as variáveis distância ao centro e distância às ZEIS, assim como para as variáveis intrínsecas dos imóveis.

Observando os resultados dos modelos espaciais, a significância dos parâmetros ρ e λ é primordial para que a metodologia espacial seja adotada. Como ambos foram significantes, a possibilidade de que a abordagem espacial seja a mais apropriada aumenta muito, fato reforçado pelo resultado obtido para o teste de Moran. Ao comparar os modelos SAR e SEM, observa-se que eles têm estimativas parecidas para os coeficientes, tendo uma variação maior apenas no intercepto. Particularmente, o modelo SEM obteve significância maior para as variáveis d_{parque} e d_{centro} , o que, associado aos testes dos multiplicadores de Lagrange e aos critérios de informação de Akaike

e Schwartz, corrobora com a ideia do *Spatial Error Model* (SEM) ser o mais indicado entre os modelos de regressão espacial discutidos.

Tabela 4 – Resultados das estimações dos modelos

Variável	OLS	SAR	SEM
<i>intercepto</i>	6,906*** (0,098)	4,193*** (0,822)	6,851*** (0,117)
<i>área</i>	0,002*** (0,0005)	0,002*** (0,0005)	0,002*** (0,0005)
<i>andar</i>	0,011*** (0,002)	0,011*** (0,002)	0,011*** (0,002)
<i>quartos</i>	0,077*** (0,027)	0,078*** (0,026)	0,081*** (0,026)
<i>banheiros</i>	0,108*** (0,025)	0,106*** (0,024)	0,106*** (0,024)
<i>mobiliado</i>	0,081 (0,052)	0,083* (0,050)	0,085* (0,050)
<i>vagas</i>	0,173*** (0,037)	0,169*** (0,035)	0,172*** (0,035)
<i>vmar</i>	0,081 (0,057)	0,080 (0,055)	0,086 (0,054)
<i>vrio</i>	0,034 (0,067)	0,052 (0,064)	0,055 (0,067)
<i>dpraia</i>	-0,062*** (0,014)	-0,041*** (0,014)	-0,061*** (0,020)
<i>drío</i>	-0,091*** (0,026)	-0,067*** (0,027)	-0,094*** (0,035)
<i>dparque</i>	-0,065*** (0,012)	-0,028* (0,016)	-0,066** (0,017)
<i>dcentro</i>	0,047*** (0,018)	0,033* (0,018)	0,052** (0,063)
<i>dzeis</i>	0,027 (0,046)	0,056 (0,045)	0,063 (0,046)
Rho (ρ)	-	0,337*** (0,102)	-
Lambda (λ)	-	-	0,472*** (0,121)

Fonte: Elaboração própria com auxílio do GeoDa.

*** Significante a 1%; ** Significante a 5%; * Significante a 10%.

A variável dependente é o logaritmo natural do valor do aluguel mensal.

Desvio-padrão entre parênteses.

O impacto positivo no valor do aluguel para a distância ao centro de Recife chama a atenção. Como constatado por Hermann e Haddad (2005), imóveis próximos aos centros comerciais, a exemplo de São Paulo, tendem a ter um maior valor do aluguel, ao contrário do que foi encontrado aqui para Recife. Isso provavelmente se deve ao fato de que o centro de Recife, onde se encontra o Marco Zero, foi um dos primeiros locais a serem povoados da cidade, segundo registros do século XVI. A região é predominantemente composta por prédios antigos, que se tornaram imóveis estritamente comerciais e, como parte da expansão natural da região, todos os bairros vizinhos possuem imóveis de mesma característica e, por outro lado, poucos prédios residenciais novos. Dessa forma, considerando que a região hoje se tornou pouco povoada em horários não-comerciais, o centro do Recife sofre com externalidades urbanas (violência, falta de infraestrutura para moradia,

entre outras), que devem afetar negativamente o valor dos imóveis, justificando a preferência do consumidor em morar mais distante (SEABRA; SILVEIRA NETO; MENEZES, 2016).

Como respaldado na literatura referenciada (LESAGE; PACE, 2009; ALMEIDA, 2012; ANSELIN, 2013), constatou-se que o modelo SEM é o mais indicado para analisar o impacto das variáveis independentes no valor do aluguel, sendo possível fazer uma análise direta dos coeficientes, como acontece no modelo OLS, sendo mais simples do que o modelo SAR, que, além dos efeitos diretos, considera também os efeitos indiretos dos imóveis vizinhos, tornando as estimativas mais complicadas de serem obtidas.

Todas as variáveis estruturais são fortemente significativas para explicar o valor do aluguel, exceto a variável “mobiliado” (significante a 10%). Em particular, a variação de 1 andar de altura impacta em aproximadamente 1% o valor do aluguel. Essa é uma tendência esperada, visto que predomina o clima quente durante o ano e forte concentração e verticalização nas regiões mais valorizadas, como as zonas norte e sul da cidade, levando o consumidor a buscar por andares cada vez mais altos de modo a obter uma melhor circulação do ar e uma vista mais limpa.

Para analisar a área útil, antes é válido apontar uma característica descritiva da pesquisa. Dado que o tamanho médio dos imóveis disponíveis para locação foi de aproximadamente 87m², podendo variar até 140m², dentro de um desvio padrão, observa-se uma considerável redução da média da área dos apartamentos quando comparado ao encontrado nas estatísticas descritivas da pesquisa de Seabra, Silveira Neto e Menezes (2016), com ampla base de dados e área média de 130m², podendo chegar a 210 m², dentro de um desvio padrão, cerca de 50% a mais de diferença. A área útil apresentou um impacto de apenas 0,2% no valor do aluguel por metro quadrado extra no imóvel, o que está dentro do esperado, considerando o nicho do mercado e o tamanho médio negociado.

No modelo, para cada unidade adicional, dormitórios, banheiros e vagas valorizam o aluguel em 8%, 11% e 17%, respectivamente. Naturalmente, um apartamento com maior número de dormitórios, banheiros e vagas deve possuir um valor mais alto de aluguel do que o vizinho com um menor número. De maneira análoga, um consumidor que esteja interessado em alugar um imóvel com mais estrutura também vai estar disposto a pagar mais caro por ele.

Uma característica raramente abordada em modelos que estudam o valor de aluguel dos imóveis é a questão da mobília interna do imóvel. Um apartamento mobiliado tende a ser 8% mais caro do que um imóvel “na planta”. Pela lógica, apartamentos mobiliados disponíveis para locação tendem a ser alugados mais rapidamente. Isso se deve provavelmente aos possíveis perfis do consumidor locador, que opta pelo aluguel ou por estar na região de forma temporária ou porque não possui capital para comprar um imóvel ou ainda porque vê o aluguel como uma oportunidade de investimento.

Sobre as amenidades naturais e urbanas, os resultados indicam que o aluguel se torna aproximadamente 6% mais barato para cada quilômetro de distância da praia e 9% mais barato por quilômetro de distância do Rio Capibaribe, que corta a cidade, cerca de 33% de diferença. Esses resultados levam à conclusão de que há uma preferência do consumidor em morar mais próximo ao rio ao invés de morar próximo à praia. Isso também foi encontrado na pesquisa de Seabra, Silveira Neto e Menezes (2016). De acordo com os autores, uma provável justificativa reside no processo de urbanização da cidade. Enquanto o início do povoamento da zona norte do Recife, próxima ao Rio Capibaribe, é datado a partir do século XVI, a ocupação da zona sul, ou seja, os bairros mais próximos ao litoral, ocorreu a partir de meados dos anos 1920.

A variável distância ao centro, já abordada anteriormente, indica que a cada quilômetro mais distante, o preço de aluguel de um mesmo imóvel varia positivamente em 8%. Algo similar era esperado para as Zonas Especiais de Interesse Social (ZEIS). Porém, a variável *dzeis* não foi significativa no modelo, apesar de indicar um impacto positivo à medida que se distancia das ZEIS. A não-significância provavelmente se deu pelo fato que há um grande número de ZEIS georreferenciadas pela Prefeitura do Recife, o que não permitiu uma variação ampla da distância dos imóveis às respectivas ZEIS mais influentes.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este estudo analisou os efeitos das características intrínsecas e extrínsecas (amenidades urbanas e naturais) sobre os valores de aluguel nas zonas norte e sul da cidade do Recife, a partir da metodologia espacial de preços hedônicos.

Recife se destaca no mercado de locação da Região Nordeste com o maior valor do metro quadrado médio, a maior valorização do metro quadrado e o segundo maior número de anúncios da região dentre todas as capitais nordestinas para o ano de 2020 (FIPE, 2020). A capital pernambucana também possui notáveis características geográficas, como a forte influência do mar e dos rios, que podem ser observadas ao analisar as zonas norte e sul aqui descritas, na sua formação e no desenvolvimento histórico da cidade.

Este trabalho é um dos poucos a usar dados de locação. A nível nacional, para o estudo deste mercado, são poucos os trabalhos encontrados com este número de variáveis e parte disto se deve ao fato de que os dados não costumam estar disponíveis com facilidade para o público. Desse modo, uma das principais diferenças entre esta pesquisa e as demais citadas é a utilização da metodologia espacial e sua correção à equação do valor do aluguel, juntando-se, assim, aos poucos estudos desse tipo o Brasil, com o diferencial do banco de dados utilizado.

Outro ponto a destacar foi a análise específica de algumas variáveis influenciadoras nos preços de aluguel frente aos resultados de outras pesquisas sobre o mercado de aquisição de imóveis local, permitindo ampliar a discussão a respeito da preferência do consumidor, o que é de interesse dos investidores do ramo.

A maior parte das variáveis se mostrou importante no processo de estimação dos preços de aluguel (exceto as variáveis de vista para o mar, vista para o rio e a de distância às ZEIS). Além disso, as variáveis estruturais tiveram impacto positivo, com destaque para as variáveis de mobília e área útil. A ênfase na variável mobília deve-se ao fato de que esta pesquisa é a primeira a considerá-la nas estimações de um modelo, tendo constatado o impacto significativo na valoração do aluguel.

Dentre as variáveis extrínsecas, ou seja, as amenidades naturais e urbanas, vale ressaltar os sentidos negativos dos impactos das variáveis de distância do litoral, do rio e dos parques, assim como o positivo da variável de distância ao centro. Em geral, elas apontaram de maneira precisa para o posicionamento geográfico, que o consumidor almeja ao procurar um imóvel. Desse modo, é possível constatar uma tendência de concentração nos bairros mais próximos aos pontos de influência. Esse resultado pode servir como subsídio para a Prefeitura do Recife, no sentido de que o plano diretor da cidade seja revisado de forma que a construção de edifícios em terrenos cada vez menores nas áreas aqui analisadas não instigue mais uma amenidade negativa dado um desconforto urbano provocado pelo potencial agrupamento excessivo da população.

Outro resultado a destacar é que o consumidor médio busca o imóvel com a melhor distribuição possível, ou seja, aquele que preenche todas as exigências sem necessariamente tomar como referência o tamanho, visto que um apartamento maior geralmente está associado a custos maiores de aluguel. Essa dedução indica que as empresas do ramo de locação precisam desenvolver mais estudos sobre o tipo de consumidor com quem trabalham e em qual região se localizam.

Como todo trabalho e, particularmente, neste caso em que se busca verificar que variáveis impactam nos preços de locação, surge a limitação referente à confiabilidade e disponibilidade das informações. No caso aqui abordado, beneficiou-se do acesso ao banco de dados de uma imobiliária reputada e consolidada. Esse fato traz à lupa resultados discutidos anteriormente, difíceis de se obter com dados secundários. A disponibilidade de um banco de dados mais amplo, inclusive, com novas variáveis como idade do imóvel, violência na região e condição do imóvel, permitiria a utilização de outros modelos espaciais e a análise de outros efeitos.

Por fim, reconhece-se o viés de seleção na amostra obtida, dado que os investidores que recorreram à Imobiliária Âncora para administrar suas locações tendem a ter mais acesso à educação e à renda,

fatores preponderantes no cálculo do IDH, cujos níveis mais elevados estão nas regiões de estudo. Registre-se, entretanto, que essas limitações não reduzem a importância do trabalho, sugerindo que, quando da disponibilidade de mais informações, os resultados aqui obtidos possam ser refinados.

REFERÊNCIAS

- ALMEIDA, Eduardo. **Econometria Espacial Aplicada**. 1. ed., Cap. 5, Editora Alínea. Campinas, São Paulo, 2012.
- ANGELO, C.; FÁVERO, L.P.; LUPPE, M. Modelo de preços hedônicos para a avaliação de imóveis comerciais no Município de São Paulo. In: **Revista de Economia e Administração**, v. 3, n. 2, p. 97-110, 2004.
- ANSELIN, L. Spatial econometrics: methods and models. In: **Springer Science & Business Media**. Dordrecht: Kluwer Academic, 2013.
- ANSELIN, L.; REY, S.J. **Modern Spatial Econometrics in Practice: A Guide to GeoDa, GeoDaSpace and PySAL**. GeoDa Press LLC: Chicago, IL, Estados Unidos, 2014.
- BISHOP, K.; MURPHY, A. Valuing time-varying attributes using the hedonic model: When is a dynamic approach necessary?. In: **Review of Economics and Statistics**, v. 101, n. 1, p. 134-145, 2019.
- COURT, A.T. **Hedonic price indexes with automotive examples. The Dynamics of Automobile Demand**. Nova York, The General Motors Corporation, p. 99-117, 1939.
- CRIBARI-NETO, F.; LIMA, M. New heteroskedasticity-robust standard errors for the linear regression model. In: **Brazilian Journal of Probability and Statistics**, v. 28, n. 1, p. 83-95, 2014.
- DES ROSIERS, F.; THÉRIAULT, M. Rental amenities and the stability of hedonic prices: a comparative analysis of five markets segments. In: **The Journal of Real Estate Research**, v. 12, n. 1, p. 17-36, 1996.
- DANTAS, R.A.; MAGALHÃES, A.; VERGOLINO, J. R. Avaliação de imóveis: a importância dos vizinhos no caso do Recife. In: **Economia Aplicada**, v. 11, n. 2, p. 231-251, 2007.
- DANTAS, R.A.; MAGALHÃES, A.; VERGOLINO, J.R. Um modelo espacial de demanda habitacional para a cidade do Recife. In: **Estudos Econômicos**. v. 40, n. 4, p. 891-916, 2010.
- FÁVERO, L.P.; BELFIORE, P.; FRANCO DE LIMA, G. Modelos de precificação hedônica de imóveis residenciais na região metropolitana de São Paulo: Uma abordagem sob as perspectivas da demanda e da oferta. In: **Estudos Econômicos**. v. 38, n. 1, p.73-96, 2008.
- FERNANDES, Rosângela Aparecida. Determinantes dos Valores dos Imóveis Residenciais para Locação no Município Histórico de Ouro Preto, Minas Gerais. In: **Revista de Economia Regional Urbana e do Trabalho**. v. 10, n. 1, p. 91-108, 2021.
- FUNDAÇÃO INSTITUTO DE PESQUISAS ECONOMICAS (FIPE). Índice Fipezap de locação residencial: Informe de Janeiro de 2020. São Paulo, 2020.
- GERAB, F.; CARVALHO, B. M. Modelagem empírica de rentabilidade no mercado de locação de imóveis na cidade de São Paulo/SP utilizando modelos hedônicos e de regressão. In: **Principia**, v. 1, n. 44, p. 45-57, 2019.
- GERARDI, K.; ROSENBLATT, E.; WILLEN, P.; YAO, V. Foreclosure externalities: New evidence. In: **Journal of Urban Economics**, v. 87, p. 42-56, 2015.

- GONZÁLEZ, M. A.; FORMOSO, C. Estimativa de modelo de preços hedônicos para locação residencial em Porto Alegre. In: **Revista Produção**, v. 5, n. 1, p. 65-77, 1995.
- HERMANN, B.M.; HADDAD, E.A. Mercado imobiliário e amenidades urbanas: a view through the window. In: **Estudos Econômicos**, v. 35, n. 2, p. 237-269, 2005.
- IWATA, A.; ALBUQUERQUE, P. H. Métodos e modelos em econometria espacial. Uma Revisão. In: **Revista Brasileira de Biometria**, v. 29, n. 2, p. 273-306, 2011.
- KONG, F.; YIN, H.; NAKAGOSHI, N. Using GIS and landscape metrics in the hedonic price modeling of the amenity value of urban green space: A case study in Jinan City, China. In: **Landscape and Urban Planning**, v. 79, p. 240-252, 2007.
- LANCASTER, Kelvin. A new approach to consumer theory. In: **Journal of Political Economy**, v. 74, n. 2, p. 132-157, 1966.
- LESAGE, J.P.; PACE, R.K. **Introduction to spatial econometrics**, 1. ed., Chapman and Hall/CRC, 2009.
- MENEZES, T.A.; AZZONI, C.R.; MOREIRA, G.R.C. **Diferença em gastos com aluguel entre estados, tipos de área e níveis de renda família no Brasil**. Brasília: IPEA, v. 2, p. 329-346, 2007.
- MILLS, Edwin. Office rent determinants in the Chicago area. In: **AREUEA Journal**, n. 20, p. 273-287, 1992.
- PORTAL de Dados Abertos da Prefeitura do Recife. In: **Portal de dados: Conjunto de dados – Urbanismo**. Disponível em: <http://dados.recife.pe.gov.br/dataset>. Acesso em: 15 dez. 2019.
- PREFEITURA DO RECIFE; PNUD. Atlas do Desenvolvimento Humano no Recife. Recife, 2005.
- REZENDE, Antonio Paulo. **O Recife – Histórias de uma cidade**. 1. ed., Fundação de cultura da cidade do Recife. Recife, Pernambuco, 2002.
- RIBES, J.; IZQUIERDO, L.; RODRÍGUEZ, A.; DEVESA, M. The Rental Prices of the Apartments under the New Tourist Environment: A Hedonic Price Model Applied to the Spanish Sun-and-Beach Destinations. In: **MDPI Economies**, v. 6, n. 23, 2018
- ROSA, V. S.; OLIVEIRA, P. B.; PINTO, R. L. M. Modelos de precificação para locação e venda de imóveis residenciais na cidade de João Monlevade-MG via regressão linear multivariada. In: **GEPROS. Gestão da Produção, Operações e Sistemas**, v. 14, n. 3, p. 151-167, 2019.
- ROSEN, Sherwin. Hedonic prices and implicit markets: Production differentiation in pure competition. **Journal of Political Economy**, v. 82, n. 1, p. 34-55, 1974.
- SEABRA, D.; SILVEIRA NETO, R.; MENEZES, T. Amenidades urbanas e valor das residências: Uma análise empírica para a cidade de Recife. In: **Economia Aplicada**, v. 20, n. 1, p. 143-169, 2016.
- TONG, B.; GUNTER, U. Hedonic pricing and the sharing economy: how profile characteristics affect Airbnb accommodation prices in Barcelona, Madrid, and Seville. In: **Current Issues in Tourism**, 2020.
- TYRVÄINEN, L.; MIETTINEN, A. Property prices and Urban Forest Amenities. In: **Journal of Environmental Economics and Management**, v. 39, p. 205-223, 2000.
- WON, J.; LEE, J. Investigating how the rents of small urban houses are determined: Using spatial hedonic modeling for urban residential housing in Seoul. In: **MDPI Sustainability**, v. 10, n. 31, 2018.

DETERMINANTES DA COMPOSIÇÃO DOS GASTOS PÚBLICOS: UMA ANÁLISE PARA OS MUNICÍPIOS BRASILEIROS

Determinants of the composition of public expenditure: an analysis for brazilian municipalities

Cibele De Biasi

Bacharel em Ciências Econômicas (UFPR). Mestre e doutoranda do Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico da Universidade Federal do Paraná (PPGDE/UFPR). Endereço: Av. Lothario Meissner, 632. E-mail: cibelebiasi@hotmail.com

Gabriela Raicyki Zilli

Bacharel em Ciências Econômicas (UDESC). Mestranda em Desenvolvimento Econômico pela Universidade Federal do Paraná (PPGDE/UFPR). Endereço: Av. Lothario Meissner, 632. E-mail: gabizilli@hotmail.com

Fernando Motta Correia

Bacharel em Ciências Econômicas (UFPB). Doutor em Desenvolvimento Econômico pela Universidade Federal do Paraná (PPGDE/UFPR). Professor Associado do Departamento de Economia da Universidade Federal do Paraná (UFPR). Endereço: Av. Lothario Meissner, 632. E-mail: fmcorreia@ufpr.br

Resumo: O objetivo do artigo é analisar a composição dos gastos públicos nos municípios brasileiros, na tentativa de observar mudanças nas despesas discricionárias (investimento) em detrimento das despesas com pessoal. A literatura aponta que a adoção de regras fiscais pode gerar um viés na composição do gasto público. Em função dos limites orçamentários estabelecidos a partir da regra do teto dos gastos com pessoal com a Lei de Responsabilidade Fiscal, um ajuste em tal despesa pode provocar cortes nas despesas com capital (investimento), limitando a capacidade de investimento dos entes municipais. Aliado a tal movimento, as regras de limite mínimo para as despesas com saúde e educação, por sua vez, deve intensificar o efeito das despesas com pessoal em detrimento das despesas com investimento. Os principais resultados a partir de uma análise econométrica em painel de dados apresentaram evidências para o chamado viés na composição dos gastos, de modo que expansões nas despesas obrigatórias, como educação e saúde, mesmo em anos de expansões ou contrações fiscais, geram uma expansão nas despesas com pessoal em detrimento das despesas com investimento.

Palavras-chave: Gastos Públicos; Composição dos Gastos; Municípios brasileiros.

Abstract: The article analyzes the composition of public spending in Brazilian municipalities, in order to understand changes in discretionary expenses (investment expenses) in relation to personnel expenses. The literature investigates the adoption of fiscal rules that can bias the composition of public spending. Due to the budget limits based on the personnel expenditures rule under the Fiscal Responsibility Law, an adjustment in such expenditure can lead to cuts in capital expenditures (investment), limiting the investment capacity of municipal entities. In addition to this movement, the minimum limit rules for health and education expenses, in turn, should intensify the effect of personnel expenses to the detriment of investment expenses. The results, based on the econometric analysis in a data panel, point to evidence for the presence of bias in the composition of expenditures, so that expansions in mandatory expenses, such as education and health, even in years of expansion or fiscal contraction, generate an expansion personnel expenses to the detriment of investment expenses.

Keywords: Public Spending; Expenditures Composition; Brazilian municipalities.

1 INTRODUÇÃO

Uma das formas de atuação do governo na economia é por meio da alocação dos gastos públicos. Na maior parte das vezes costuma-se medir o tamanho do governo a partir da relação Gasto/PIB. Todavia, em que medida o tamanho da economia pode influenciar não o tamanho do gasto, mas a sua composição?

Em função das disparidades entre os entes federativos no Brasil, a promulgação da constituição de 1988 desenhou uma estrutura federativa fiscal com o objetivo de atenuar a forte desigualdade regional. Nesse sentido, a literatura tem associado o nível de renda ou atividade econômica como uma variável relevante na determinação das despesas públicas. No entanto, o federalismo fiscal brasileiro atribuiu aos entes municipais responsabilidades na execução dos gastos com saúde e educação. Em contraste ao sistema federativo, a Lei de Responsabilidade Fiscal – LRF, instituída no início dos anos 2000, tem o objetivo de impor regras fiscais para a execução dos gastos públicos na tentativa de promover a estabilidade nas contas públicas, ao estabelecer metas para dívida e limites na execução das despesas com pessoal.

O marco legal das finanças públicas federativas no Brasil definiu limites máximos e mínimos na execução das despesas públicas. Constitucionalmente, os municípios devem alocar um piso de despesas para os gastos funcionais em educação e saúde. Por outro lado, a LRF definiu um limite máximo para as despesas com pessoal. Uma importante despesa, a despesa com investimento, tem apresentado uma baixa participação no orçamento dos municípios últimos anos. Isso porque, segundo dados do Tesouro Nacional, até 2017, em grande parte dos municípios brasileiros, a razão “despesas com investimento” e “receita corrente líquida” não ultrapassa os 20%.

Em função do caráter discricionário das despesas, com investimento, a literatura tem apontado esse tipo de despesa como uma variável de ajuste. O estabelecimento de regras fiscais associada a limites mínimos nas despesas, com saúde e educação, pode gerar um efeito de aumento nas despesas correntes (pessoal) em detrimento das despesas de capital (investimentos). Essa possível relação pode estar associada ao chamado viés na composição do gasto público. Sendo assim, a literatura tem associado a adoção de regras fiscais à presença de um viés na composição do gasto público.

Por sua vez, o viés na composição do gasto público pode ocorrer em um cenário no qual o uso de regras fiscais pode induzir um ajuste de gastos e algum tipo de despesa isenta de regras. Por exemplo: no caso da LRF, se a despesa com pessoal precisar ser ajustada para cumprir a regra fiscal, poderão ser feitos cortes nas despesas de capital para atender às exigências da regra. Além disso, as regras de limite mínimo para as despesas com saúde e educação podem exercer um impacto na composição das despesas com investimento em detrimento das despesas com pessoal.

Diante desse contexto, o objetivo do presente artigo é analisar a composição dos gastos públicos nos municípios brasileiros, na tentativa de observar mudanças nas despesas discricionárias (investimento) em detrimento das despesas com pessoal.

O artigo está dividido em seis seções, além desta introdução. A seção dois desenvolve uma discussão da composição dos gastos públicos e regras fiscais, na tentativa de elucidar o objeto de investigação da pesquisa e o estado da arte sobre o tema. A ideia é identificar os principais elementos determinantes na composição dos gastos. A seção três apresenta uma discussão sobre episódios fiscais observados na economia brasileira ao longo das duas últimas décadas na tentativa de identificar o comportamento da atividade econômica e com isso observar a natureza dos padrões cíclicos. A seção quatro realiza uma análise descritiva de indicadores de composição dos gastos nos municípios brasileiros. A seção cinco apresenta a estratégia metodológica da pesquisa, na tentativa de explicar o uso da análise em painel de dados. A seção seis expõe os resultados empíricos encontrados. Por fim, à guisa de conclusão, a seção seis traz as considerações finais do artigo.

2 COMPOSIÇÃO DO GASTO PÚBLICO E REGRAS FISCAIS: UMA ANÁLISE DA LITERATURA

O entendimento a respeito da composição das despesas públicas em um sistema federativo associa-se à teoria do federalismo fiscal, que tem como fundamento princípios econômicos baseados em teorias, que buscam refletir a melhor forma de alocação de competências entre os diferentes entes da federação.

Oates (1999) aponta que tais teorias se centram em três grandes teóricos: Paul Samuelson, a partir dos desdobramentos da teoria dos bens públicos; Richard Musgrave, com as discussões sobre finanças públicas; e as contribuições de Kenneth Arrow, com o teorema da impossibilidade de equilíbrio competitivo em uma economia de mercado. Todavia, Musgrave (1959) e Samuelson (1954) assumem, de maneira implícita, que os gastos governamentais são de responsabilidade de um governo nacional. Foi com Tiebout (1956) que esse posicionamento chamou a atenção para os governos subnacionais, em que vários serviços básicos – como polícia, bombeiros, educação, hospitais e alguns outros bens e serviços públicos – não envolvem atividade em nível nacional.

Os princípios teóricos associados ao federalismo fiscal buscam orientar a distribuição da ação governamental por esfera de governo, tratando o gasto público, a receita pública e as transferências intergovernamentais como elementos-chave na determinação da equidade fiscal entre os diferentes entes federados.

No caso dos gastos públicos, os princípios teóricos do federalismo fiscal, ou seja, de como as responsabilidades de execução dos gastos públicos devem ser distribuídos, partem do pressuposto de que a descentralização aumenta as possibilidades de observância das preferências dos indivíduos, por ampliar a transparência e as possibilidades de controle. Ainda segundo Oates (1999) tem-se basicamente três princípios associados às despesas públicas: (a) a subsidiariedade, isto é, o gasto público deve permanecer na esfera de governo mais próxima do cidadão; (b) externalidade do gasto, de modo que gastos públicos que apresentem externalidades significativas entre as unidades da federação devem ser alocados em esferas mais altas; (c) significância na distribuição de renda, na medida em que gastos públicos que impliquem distribuição de renda muito significativa devem ficar na esfera mais alta na tentativa de evitar grande mobilidade de pessoas.

No Brasil, a atual estrutura federativa fiscal tem por base a Constituição de 1988, que, dentre os diferentes objetivos característicos em um sistema federativo, definiu a estrutura federativa fiscal, com o objetivo de atenuar a forte desigualdade regional orçamentária existente entre os diferentes entes federados. O pacto federativo definiu os mecanismos institucionais nas finanças regionais a partir da definição das responsabilidades de arrecadação tributária e de gastos públicos.

Por outro lado, a Lei de Responsabilidade Fiscal – LRF, instituída no início dos anos 2000, tem o objetivo de impor regras fiscais para a execução dos gastos públicos na tentativa de promover a estabilidade nas contas públicas. Uma importante despesa considerada nas regras fiscais no Brasil é a despesa com pessoal. A LRF introduziu os limites de gastos públicos no que tange às despesas com pessoal. Sendo assim, os orçamentos municipais estão subordinados às regras fiscais estabelecidas na LRF.

Assim, a definição desses dois marcos legais das finanças públicas federativas no Brasil – a Constituição de 1988 e a LRF – possibilita definir as despesas públicas mais representativas no conjunto de características dos orçamentos municipais, como é o caso das despesas com saúde e educação, sob a ótica das despesas por categoria funcional, e as despesas com pessoal, sob a ótica das despesas por categoria econômica. Já na partilha das responsabilidades constitucionais cabe aos municípios, no que tange às despesas com educação e saúde, as responsabilidades de despesas associadas à educação fundamental, e despesas com saúde de baixa complexidade, embora neste último caso, a depender do porte populacional do município, assume responsabilidades associadas às despesas com saúde de média e alta complexidade.

O fato é que, após a Constituição de 1988 definir as responsabilidades federativas na execução das despesas públicas, houve um conjunto de regulamentações que estabeleceram limites mínimos nos valores dessas despesas. Por outro lado, a tentativa de atenuar o acúmulo excessivo de *déficits* públicos pode ser considerada a justificativa central para a institucionalização de limites de despesas com pessoal presentes na LRF. Portanto, o modelo federativo fiscal brasileiro junto com a LRF define limites mínimos e máximos na execução das despesas públicas, que, dada a restrição orçamentária, pode causar o chamado viés na composição dos gastos públicos.

A literatura associa a adoção de regras fiscais com a presença de um viés na composição do gasto público. O viés na composição do gasto público pode ocorrer em um cenário no qual o uso de regras fiscais pode induzir um ajuste de gastos e algum tipo de despesa isenta de regras. Por exemplo: no caso da LRF, se a despesa com pessoal precisar ser ajustada para cumprir a regra fiscal, poderão ser feitos cortes nas despesas de capital para atender às exigências da regra. Além disso, as regras de limite mínimo para as despesas com saúde e educação podem exercer um impacto na composição das despesas, com investimento em detrimento das despesas com pessoal.

As discussões associadas ao chamado viés na composição dos gastos públicos encontram suporte na literatura teórica e empírica a partir das investigações sobre o efeito das instituições orçamentárias sobre o desempenho fiscal.

Desde o início da década de 90 um número expressivo de economias tem adotado regras fiscais associadas ao comportamento das despesas públicas. Alguns trabalhos como Poterba (1994), Alt e Lowry (1994), Alesina e Bayoumi (1996), Alesina *et al.* (1999) e Krogstrup e Wälti (2008) chamam a atenção para a eficácia das regras fiscais na redução dos *déficits* orçamentários em diferentes partes do mundo e em diferentes níveis de governo. Outros trabalhos – como em Amador *et al.* (2006), Halac e Yared (2014) e Azzimonti *et al.* (2016) – concentram-se no estudo sobre regras fiscais ótimas a partir do *trade-off* entre compromisso versus flexibilidade. Nesse caso, os autores chamam a atenção para a importância das regras fiscais como mecanismo de contenção de acúmulos excessivos de *déficits* em função de manobras políticas, minimizando não apenas os efeitos dos desajustes políticos, mas outros choques inesperados.

Nesse sentido, a literatura tem abordado o efeito de regras fiscais na determinação da composição do gasto público. Embora Dahan e Strawczynski (2010) encontrem resultados associados a uma relação entre regras fiscais e composição dos gastos do governo, os autores não encontraram evidências de um possível efeito estável das regras fiscais sobre determinados tipos de gastos, como as despesas com investimento. Por sua vez, alguns trabalhos como em Asatryan *et al.* (2018) e Heinemann *et al.* (2018) concentram-se principalmente nos impactos das regras fiscais sobre os resultados fiscais de nível global, como o saldo fiscal, o endividamento público ou o tamanho do governo.

Recentemente, a literatura passou a investigar a variação no desenho das regras fiscais. Caselli e Reynaud (2019) explicam outras dimensões do desempenho fiscal, como a pró-ciclicidade. Bova, Carcenac e Guerguil (2014) focaram nas chamadas metas fiscais ajustadas ciclicamente ou cláusulas de escape bem definidas, em que estas contribuíram para menos pró-ciclicidade. Com base em um índice de força das regras fiscais, Bergman e Hutchison (2015) encontram relações condicionais entre regras fiscais, eficiência do governo e o grau de pró-ciclicidade dos gastos totais, e Guerguil *et al.* (2017) mostram como diferentes características flexíveis afetam o comportamento cíclico dos gastos públicos.

Portanto, a adoção de regras fiscais também é um elemento determinante da composição dos gastos públicos. As regras fiscais servem para garantir a sustentabilidade das contas fiscais de um governo, assegurando poupança em tempos bons para possibilitar um aumento de gastos quando necessário. Entretanto, a literatura sugere que a adoção de regras fiscais pode acarretar um viés na composição dos gastos públicos. Isso acontece porque não existe especificidade acerca de qual gasto ser realizado nas diferentes fases do ciclo econômico. Desse modo, se, por exemplo, caso algum gasto necessite de ajuste para cumprir uma regra fiscal, poderá ser feito um corte na despesa de capital para se adequar à regra (PESSINO; IZQUIERDO; GUILLERMO, 2018).

Ardanaz *et al.* (2021), por exemplo, investigou os padrões de comportamento do investimento público durante as consolidações fiscais em setenta e cinco economias avançadas e emergentes durante 1990-2018. Os autores encontraram evidências de que os resultados diferem significativamente dependendo do desenho das regras fiscais. As regras fiscais podem ser flexíveis, o que significa que incluem mecanismos para acomodar choques exógenos (como as metas fiscais ajustadas ciclicamente, cláusulas de escape bem definidas e tratamento diferenciado das despesas de investimento) ou rígidas, o que significa que estabelecem limites numéricos nas metas fiscais sem levar em conta recursos flexíveis da conta.

No Brasil, alguns trabalhos investigaram o efeito da imposição de regras fiscais na determinação da composição dos gastos. Meneses e Junior (2006) mostraram que a LRF conteve o aumento das despesas totais, porém, em virtude da queda nas despesas com investimento ao invés da redução esperada nas despesas com pessoal. Já Santolin, Jayme Jr. e Reis (2009) chamam a atenção para a regra fiscal associada às despesas com pessoal, na medida em que – quando comparada com as despesas com investimento – essa última tem um caráter discricionário em função da própria ausência de regras para esse tipo de despesa.

Nesse sentido, enquanto as despesas com pessoal apresentam uma rigidez orçamentária em função da própria natureza desse tipo de despesa, a despesa com investimento é uma variável discricionária, que pode variar de acordo com as necessidades do processo orçamentário e dos ciclos políticos. Na perspectiva de Sakurai (2009), o autor avalia as despesas públicas a partir das funções orçamentárias dos municípios brasileiros, trazendo evidências de uma recomposição das despesas municipais ao longo do tempo, influenciada pela instituição da Lei de Responsabilidade Fiscal e pelos ciclos políticos orçamentários. Ademais, Sakurai (2009) também sugere a existência de ciclos eleitorais e partidários nas funções orçamentárias dos municípios brasileiros.

Nessa linha de pesquisas associadas ao efeito dos ciclos políticos orçamentários nas despesas nos municípios brasileiros, Klein e Skurai (2015) concluíram que, durante as eleições, prefeitos de primeiro mandato mudam a composição do gasto através de reduções em despesas correntes e aumentos em despesas de capital, mantendo inalterados o balanço orçamentário e o gasto total.

Assim, as discussões apresentadas com relação ao estado da arte no que se refere à composição do gasto público e regras fiscais nos auxiliam no entendimento do chamado viés na composição do gasto público. A literatura reconhece que o estabelecimento de regras fiscais – no que tange o controle das despesas públicas – pode exercer um impacto na determinação e no perfil da composição de tais gastos públicos. O marco legal das finanças públicas federativas no Brasil impõe regras fiscais aos municípios brasileiros associadas aos limites na execução das despesas públicas, seja pela ótica das despesas por categoria econômica (ao estabelecer um teto para as despesas com pessoal), seja pela ótica das despesas por categoria funcional, ao estabelecer um limite mínimo para as despesas com saúde e educação.

Sendo assim, a literatura tem investigado a forma como a imposição de regras fiscais pode influenciar a composição das despesas públicas. Além disso, outros elementos – como ciclicidade da economia, bem como o ciclo político orçamentário – podem influenciar a composição das despesas públicas.

3 UMA ANÁLISE DOS CICLOS FISCAIS NA ECONOMIA BRASILEIRA

Nas duas últimas décadas a economia brasileira experimentou três ciclos fiscais: o ajuste cíclico de 2003; a política anticíclica de 2008/09; o ajuste fiscal realizado em 2015. A política fiscal foi um importante instrumento para estabilizar esses ciclos econômicos. Nesse ponto, como apontado por Pires (2017), o desempenho de receitas e despesas primárias e do pagamento de juros define o comportamento de um dos pilares da política fiscal, que é a dívida pública. Por isso, faz-se necessária a análise entre a dinâmica da dívida e os ciclos econômicos.

Na década de 90, o Brasil iniciou uma nova transição econômica. O período que vai de 1990 até 1999 apresentou um baixo crescimento da economia, no entanto, foi uma fase de ajustes com importantes reformas institucionais. A abertura da economia, o controle da inflação e a privatização resultaram em uma melhora fiscal, que sinalizou o início de um novo ciclo de crescimento no início dos anos 2000. A década em questão foi um marco para a economia brasileira por apresentar um crescimento considerável durante o período associado à experiência no uso do tripé de política macroeconômica, metas de inflação, câmbio flexível e responsabilidade fiscal. Também se caracterizou por um crescimento do PIB junto com maior distribuição de renda da economia brasileira.

Depois de duas décadas de baixo crescimento, a média entre 2000 e 2010 foi de 3,7%. A partir de 2004 a média foi de 4,5% e 5,2% se desconsiderarem o ano de 2009 por conta da crise internacional (SILVA, 2018). Esse crescimento elevou as receitas e permitiu ao governo federal apresentar resultados primários, além de reduzir o endividamento público. Entretanto, após essa recuperação dos anos 2000, a economia ingressou em uma crise que durou três anos.

Na referida crise, o país passou pelo que se chamou de “inferno astral” composto por cinco problemas. O primeiro grande problema apresentou-se em 2001, com um racionamento de energia devido ao baixo índice pluviométrico acompanhado de uma falha regencial e falta de investimento. Em segundo lugar, o Brasil sofreu os efeitos da crise na Argentina, em 2001, que acabou por decretar moratória. O terceiro problema foi consequência da economia internacional marcada pela crise da bolsa, baixo crescimento dos EUA e ataques às torres gêmeas, que dificultou o acesso ao crédito devido à baixa liquidez internacional. Em um quarto momento, o então Presidente Fernando Henrique Cardoso teve perda de sua influência e houve o rompimento do PFL e PSDB. Por fim, ocorreram as incertezas relacionadas ao futuro do país a partir de 2003 em razão dos resultados eleitorais das eleições de 2002.

Já em 2002, o candidato pelo Partido dos Trabalhadores, Luiz Inácio Lula da Silva, mostrava-se à frente nas pesquisas. Esse fato causou um certo receio aos observadores internacionais, uma vez que temiam a declaração de alguma forma de moratória em 2003 (GIAMBIAGI *et al.*, 2011). Diante desse período de incertezas, o país sofreu uma fuga de capitais que depreciou fortemente o câmbio. Essa depreciação do câmbio levou ao aumento da dívida pública federal e, por consequência, de sua indexação à taxa de câmbio. Por isso, muitas empresas que buscavam financiamento externo também tiveram impacto em suas finanças. Somando isso a um aumento de inflação e taxa de juros, as consequências se mostraram na dívida líquida do setor público (PIRES, 2017).

O então Presidente Lula, no início de seu mandato, comprometeu-se a assegurar a estabilidade econômica e a honrar os pagamentos da dívida pública, além de anunciar a elevação da meta de resultado primário de 3,75% do PIB para 4,25% do PIB (PIRES, 2017). Para atingir a meta, o governo resgatou a reforma tributária por meio: da uniformização da legislação do ICMS; da prorrogação da Desvinculação de Receitas da União (DRU), a fim de reduzir parcialmente a vinculação das despesas às receitas; da renovação da Contribuição Provisória sobre Movimentações Financeiras (CPFIM); e da transformação da Contribuição para o Financiamento da Seguridade Social (Confins). Ainda nesse contexto, a reforma previdenciária entrou também para a agenda. O foco era aumentar o grau de justiça do sistema e diminuir as discrepâncias entres o regime geral e próprio (BIDERMAN; ARVATE, 2004).

Assim, com esse pacote de medidas, a partir de 2003 a economia demonstrou sinais de recuperação influenciados pela evolução da economia internacional e cumprimento das metas de inflação. O desempenho da economia naquele ano foi também impulsionado para o ano de 2004, mostrando a geração de um maior crescimento econômico e a volta das receitas ao nível anterior ao ajuste. A resposta refletiu no resultado primário do governo e contribuiu para quebrar o ciclo vicioso de forte queda do PIB (PIRES, 2017).

Já o segundo ciclo fiscal foi a crise econômica, que atingiu o mundo em 2008. A crise já dava sinais em meados de 2007 e acabou alcançando outro patamar em setembro do ano seguinte, com o fracasso do Lehman Brothers. Naquele momento o período de ascensão econômica foi interrom-

pido e as consequências refletiram-se na economia brasileira. As empresas tiveram seus créditos limitados juntamente com taxas de juros mais altas. O preço das *commodities* caiu e a taxa de câmbio se depreciou, o que gerou endividamento de algumas empresas (PIRES, 2017). Em resposta, o país adotou políticas expansionistas na tentativa de restabelecer o equilíbrio econômico do Brasil.

Loureiro (2011) destaca duas vertentes dessa política. A primeira tinha o intuito de garantir liquidez ao sistema financeiro por meio de redução dos depósitos compulsórios, fornecimento de financiamento de curto prazo às exportações e desoneração de alguns setores. A segunda vertente atuou no âmbito estrutural, com a política de programa habitacional direcionado à população mais pobre, além de induzir uma política de expansão de crédito por meio dos bancos públicos.

No ano de 2008, o Copom ainda anunciou elevação nas taxas de juros. A política fiscal implementada também atuou na contenção dos impactos na economia à medida que estimulou a demanda agregada, o setor automobilístico reduzindo o IPI e, por fim, motivou o crédito privado com a desoneração do IOF (ASSUNÇÃO, 2012). Esse tipo de política é anticíclico, pois afrouxa as políticas fiscal e monetária juntamente com a expansão da demanda agregada. Já no primeiro trimestre de 2009, o PIB apresentou um crescimento superior a 7% resultante do estímulo à demanda agregada. A expansão dos investimentos também contribuiu para o crescimento (PIRES, 2017). Até o ano de 2010 ainda foi possível observar um crescimento, mas voltou a cair em 2011.

O terceiro ciclo fiscal foi o do ano de 2015. Após passar por um período de desaceleração do crescimento econômico, a partir de 2011, em 2014 a economia apresentou crescimento econômico de apenas 0,1% com um resultado primário deficitário. Essa desaceleração gerou um debate e dividiu opiniões a respeito da condução da política fiscal, tendo como base o cumprimento das regras fiscais (DWECK; TEIXEIRA, 2017). Nesse momento de desaceleração, a dívida retornou à sua trajetória de desaceleração e seria preciso, então, definir um novo cronograma de metas fiscais para reestabelecer uma trajetória sustentável. Esperava-se que, ao adotar essa nova etapa, haveria um crescimento da economia brasileira de 0,8%, em 2015, e 2,0% em 2016. Entretanto, isso não ocorreu (PIRES, 2017).

A partir dos anos 2015/16, presenciamos uma das maiores recessões da economia brasileira. Os dados mostram um recuo anual de 3,5%. A queda do investimento antecedeu a queda do produto, alcançando, ao fim de 2016, níveis 30% mais baixos se comparados ao fim do ano de 2013 (HORTA; GIAMBIAGI, 2018). Essa recessão reduziu o crescimento das receitas, implicando no não cumprimento das metas fiscais.

Oreiro e Marconi (2016) alegam que a recessão foi resultado de uma combinação da desaceleração estrutural com outras questões da economia e que o ajuste deveria ser feito para a retomada do crescimento. Diante desse cenário, o governo adotou algumas medidas corretivas dos lados das despesas e receitas. Pires (2017) aponta inicialmente duas medidas provisórias. O foco era revisar as regras de concessão, bem como a de cálculo para equilibrar alguns programas com despesa em trajetória crescente, a saber: abono salarial; seguro-desemprego; pensões por morte; auxílio-doença; seguro pescador artesanal. Pelo lado das receitas, buscou reverter desonerações.

Todo o pacote de medidas gerou uma economia de R\$ 134 bilhões. Entretanto, apesar das medidas adotadas, as receitas apresentaram retração em resposta à queda da atividade econômica. Junto a isso, os investimentos reduziram 0,61 pontos percentuais do PIB e o elevado contingenciamento adotado no ano de 2015 foi ineficaz. A solução seria estruturar reformas para o longo prazo.

Em suma, os ciclos fiscais levantaram importantes questões a respeito da economia brasileira, bem como as políticas fiscais adotadas para amenizar os efeitos desses ciclos. Com o ajuste de 2003, apesar a rigidez fiscal, o país conseguiu estabilizar a economia. Posteriormente, a crise de 2008 ocasionou em uma política expansionista, com o objetivo de amenizar os efeitos da crise. Por fim, o ajuste de 2015 mostrou que, em momentos de queda de atividade econômica, pode ser um tanto quanto desafiador implementar um ajuste fiscal.

Portanto, a contração fiscal adotada não foi suficiente para restabelecer um quadro de estabilidade econômica. A justificativa reside na rigidez dos gastos e pelo fato de se fazer um ajuste pelo lado da receita. A esse respeito, alguns trabalhos como em Gobetti (2015), discute-se sobre as dificuldades do ajuste de 2015 associados a problemas estruturais, que comprometeram os resultados esperados.

4 INDICADORES DE COMPOSIÇÃO DE GASTOS: UMA ANÁLISE PARA OS MUNICÍPIOS BRASILEIROS

A Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF), elaborada no início dos anos 2000, buscou dar transparência, equilíbrio fiscal e moralização à gestão pública, um dos tripés da política macroeconômica da época. A LRF é um instrumento fiscalizador e punitivo, com alguns indicadores e valores de referência para definir limites de aplicações de despesas em relação à receita, bem como garantir que o gestor aja de acordo com a legalidade e tenha melhor gerenciamento e controle de gastos.

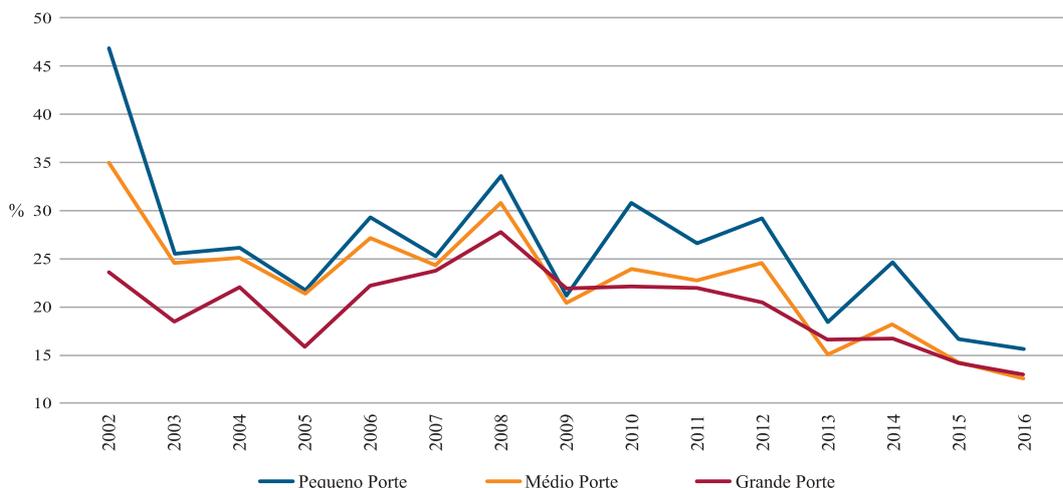
Ademais, a LRF estabelece normas gerais para as finanças públicas, com foco sobre restrições de dívida e gastos com pessoal, aplicadas nas três esferas de governo. Nesse sentido, limita os gastos com pessoal dos municípios em 60% da Receita Corrente Líquida. Desse modo, apesar de a LRF impor limites máximos de gastos, com pessoal e endividamento, ela não possui critérios para gastos com investimentos, o que abre margem para políticos utilizarem o orçamento para maximizar o resultado eleitoral. A literatura apresenta resultados que corroboram o uso das despesas com investimento como variável associada aos ciclos políticos. Vicente e Do Nascimento (2012), Orair *et al.* (2014), Klein e Skurai (2015) oferecem evidências empíricas que exploram a presença de ciclos políticos eleitorais nos investimentos públicos no Brasil.

Assim, a análise da razão despesas com investimento/despesas com pessoal permite avaliar a forma como os municípios têm alocado as despesas com categoria econômica. A análise da série temporal da razão investimento/pessoal, por sua vez, possibilita identificar alguns eventos na determinação das preferências alocativas. O Gráfico 1, a seguir, apresenta a evolução da Razão Despesas Investimento/Despesas com Pessoal nos municípios brasileiros segundo porte populacional ao longo do período 2002 – 2016. Os dados mostram que para todos os estratos de municípios há uma redução significativa das despesas, com investimento em detrimento das despesas com pessoal. Um segundo resultado que chama a atenção é que – embora a LRF busque minimizar o ciclo político associado aos anos de eleição – para todas as séries há um movimento cíclico associado aos anos de eleição municipal, estadual e presidencial. Uma terceira característica das séries ainda é a influência dos ciclos fiscais característicos nessas duas últimas décadas: o ajuste de 2002/03, a política anticíclica de 2008-09 e o ajuste fiscal iniciado em 2014.

O Gráfico 2, por sua vez, traz ainda mais evidências da presença do ciclo político na razão despesas com investimento/despesas com pessoal. Como o ciclo eleitoral é definido a cada dois anos, observa-se a diferença entre esses anos de aumento de investimento e a sua distribuição ao longo do mandato eleitoral. Além disso, o Gráfico 2 apresenta a razão Despesas Investimento/Despesas com Pessoal nos municípios brasileiros segundo as regiões brasileiras por ano de mandato municipal para o período 2002-2016. O ano 1 representa a média da razão entre tais despesas para todos os anos do primeiro ano de mandato, o ano 2 representa a média da razão entre tais despesas para todos os anos do segundo ano de mandato e, assim, sucessivamente para os anos 3 e 4.

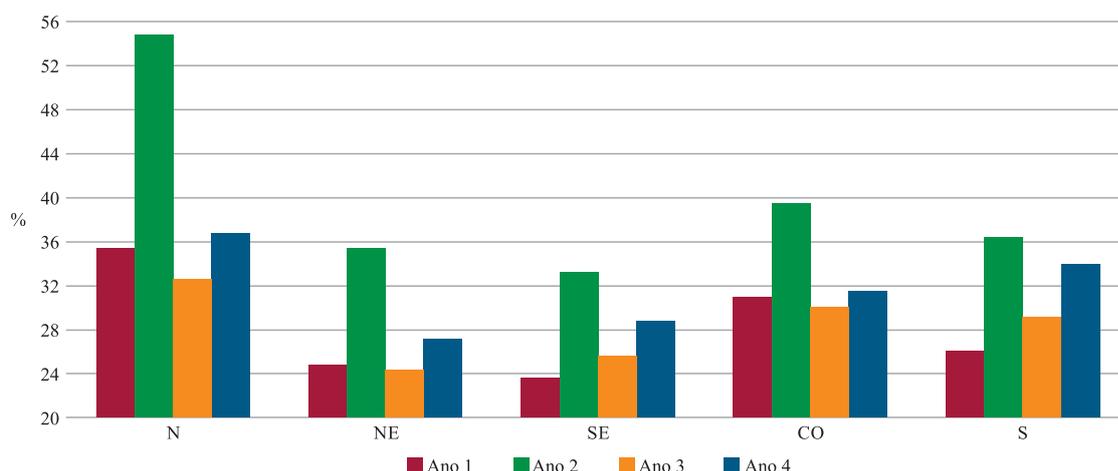
Pode-se observar também que há uma mudança significativa na alocação das despesas, com investimento em detrimento das despesas com pessoal de acordo o ciclo do mandato municipal, sendo que, no segundo ano de mandato, há uma elevação considerável das despesas com investimento em detrimento das despesas com pessoal independente da região considerada.

Gráfico 1 – Razão Despesas Investimento/Despesas com Pessoal nos municípios brasileiros segundo porte populacional (2002-2016)



Fonte: Elaboração própria a partir do Tesouro Nacional

Gráfico 2 – Razão Despesas Investimento/Despesas com Pessoal nos municípios brasileiros segundo as regiões brasileiras por ano de mandato municipal (2002-2016)

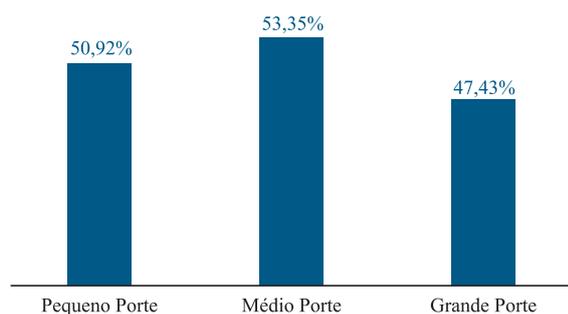


Fonte: Elaboração própria a partir do Tesouro Nacional

A importância de analisar o impacto dos gastos públicos municipais é observar a efetividade desses gastos no que tange às políticas necessárias ao atendimento das necessidades básicas da população, como educação e saúde.

Nesse sentido, o Gráfico 3 apresenta a participação dos gastos em educação e saúde em relação ao total de gastos nos municípios brasileiros segundo o porte populacional, levando em consideração a média para o período 2002-2016. Os dados mostram que na média os grandes municípios brasileiros, municípios de grande porte populacional, apresentam uma participação menor das despesas com educação e saúde no gasto total se comparado aos outros estratos. Vale ressaltar que a Constituição brasileira prevê no art. 212 que os municípios devem destinar pelo menos 25% de seu orçamento para educação e 15% para saúde.

Gráfico 3 – Participação das Despesas com Educação e Saúde na Despesa Total nos municípios brasileiros segundo porte populacional (média 2002-2016)

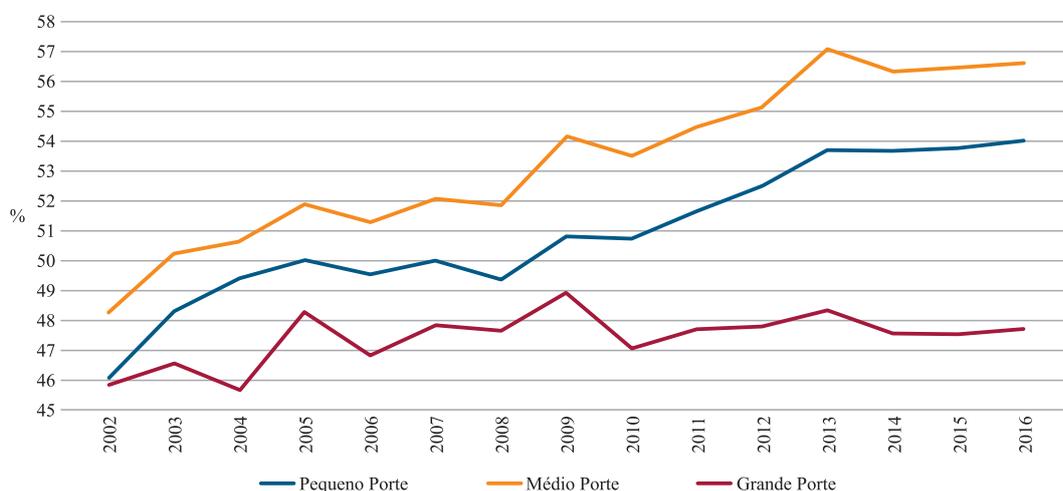


Fonte: Elaboração própria a partir do Tesouro Nacional

Por fim, o Gráfico 4 apresenta a participação das despesas, com educação e saúde no gasto total dos municípios, segundo o porte populacional ao longo de todo o período 2002-2016. No geral observa-se um aumento na participação das despesas com educação e saúde nas despesas totais no conjunto geral dos municípios brasileiros. As características dos dados mostram que nos municípios de grande porte houve um aumento pouco expressivo na participação das despesas, com educação e saúde, ao contrário dos municípios de médio e pequenos porte entre 2002 e 2016. Os ciclos fiscais que se fizeram presentes ao longo do período proporcionaram uma quebra na tendência da série para os municípios de grande porte a partir da crise de 2008.

As séries, embora com menor intensidade se comparada às despesas por categoria econômica – investimento e pessoal, parecem captar efeitos nos anos de eleições, municipais, estaduais e presidencial.

Gráfico 4 – Participação Despesas com Educação e Saúde na Despesa Total nos municípios brasileiros segundo porte populacional (2002-2016)



Fonte: Elaboração própria a partir do Tesouro Nacional.

De acordo com as análises descritivas apresentadas, alguns insights ficam evidentes: há uma tendência de queda na razão entre despesas com investimento e despesas com pessoal; a alocação das despesas entre investimento e pessoal são suscetíveis ao ciclo político; é representativa a participação das despesas com educação e saúde no total das despesas dos municípios; há uma tendência de aumento na participação das despesas com educação e saúde no total das despesas municipais.

5 METODOLOGIA

A pesquisa faz uso da metodologia em painel de dados em função da especificidade do estudo em investigar a composição dos gastos públicos nos municípios brasileiros na tentativa de observar mudanças nas despesas discricionárias (investimento) em detrimento das despesas com pessoal. Em função da heterogeneidade das finanças públicas municipais, a metodologia em painel de dados é adequada, haja vista que tal método leva em conta variáveis individuais com variabilidade e menos colinearidade. Os efeitos individuais podem ser livremente correlacionados com os regressores, dando maior robustez estatística.

5.1 Especificação econométrica

O modelo econométrico adotado para analisar empiricamente a composição dos gastos públicos nos municípios brasileiros segue a seguinte especificação:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 PIB_{pcit} + \beta_2 Urb_{it} + \beta_3 Edu_{it} + \beta_4 Saú_{deit} + \beta_5 D1 + \beta_6 D2 + \beta_7 D3 + \beta_8 D4 + \beta_9 D5 + \beta_{10} D6 + \beta_{11} D7 + \beta_{12} D8 + u_{it}$$

em que:

Y_{it} = relação entre gastos com investimento e gastos com pessoal para o município i no período t

PIB_{pcit} = é o PIB *per capita* do município i no período t

Urb_{it} = mede o grau de urbanização do município i no período t ;

Edu_{it} = relação dos gastos em educação com os gastos totais do município i no período t ;

$Saú_{deit}$ = relação dos gastos em saúde com os gastos totais do município i no período t ;

$D1$ = variável dummy para anos de eleições municipais;

$D2$ = variável dummy para anos de eleições estaduais e federal;

$D3$ = variável dummy para anos de anos de ajuste fiscal;

$D4$ = variável dummy para anos de anos de expansão fiscal;

$D5$ = variável dummy interativa ($Edu_{it} * D3$);

$D6$ = variável dummy interativa ($Saú_{deit} * D3$);

$D7$ = variável dummy interativa ($Edu_{it} * D4$);

$D8$ = variável dummy interativa ($Saú_{deit} * D4$);

u_{it} é o termo de erro.

5.2 BASE DE DADOS

A base de dados construída para as análises conduzidas no presente artigo foi retirada do Tesouro Nacional e compreende informações dos 5.568¹ municípios brasileiros para o período de 2002 a 2016.

Inicialmente, foi preciso lidar com o problema das observações faltantes na base de dados. Observou-se que a exclusão das mesmas não seria a melhor alternativa, pois acabaria excluindo grande parte das informações. Logo, optou-se por realizar a imputação de valores a partir do cálculo de uma taxa média de crescimento para as séries. Esse método do cálculo da taxa de crescimento foi aplicado nas informações de Educação, Saúde, Investimento, Pessoal e Despesa Total, bem como

1 Brasília e Fernando de Noronha não foram considerados.

para calcular os valores faltantes das variáveis de PIB e PIB *per capita*, em 2016, e acabou por resultar na exclusão de 130 municípios da base (2,33%). A variável urbanização mantém os valores fixos ao longo dos anos. Para o presente estudo, utilizou-se os dados referentes ao ano de 2010.

6 RESULTADOS EMPÍRICOS

A presente seção analisa os resultados empíricos obtidos, com o modelo a partir da estimação em painel de dados, conforme a Tabela 1 a seguir.

Tabela 1 – Resultados da estimação do modelo a partir de dados em painel (2002-2016)

Variáveis	Dados em Painel Efeitos Fixos	Dados em Painel Efeitos Aleatórios
<i>PIBpcit</i>	-0.173*** (0.009)	-0.080*** (0.006)
<i>Urbcit</i>	0 Omitted	-0.159*** (0.014)
<i>Educit</i>	-0.841*** (0.018)	-0.793*** (0.015)
<i>Saúdecit</i>	-0.495*** (0.014)	-0.504*** (0.013)
<i>D1</i>	0.125*** (0.005)	0.121*** (0.005)
<i>D2</i>	0.362*** (0.006)	0.369*** (0.006)
<i>D3</i>	-0.639*** (0.039)	-0.691*** (0.039)
<i>D4</i>	-0.557*** (0.048)	-0.544*** (0.048)
<i>D5</i>	-0.079*** (0.018)	-0.090*** (0.017)
<i>D6</i>	-0.278*** (0.021)	-0.275*** (0.021)
<i>D7</i>	-0.275*** (0.019)	-0.296*** (0.019)
<i>D8</i>	-0.190*** (0.024)	-0.190*** (0.024)
<i>Constante</i>	-1.970*** (0.096)	-2.889*** (0.069)
<i>Observações</i>	81422	81422
<i>R²</i>	0.1227	0.1388
<i>Teste de Hausmann</i>	(0.000)	(0.000)

Fonte: os autores (2020).

Notas: Entre parênteses estão os desvios padrão.

*, **, *** significância estatística ao nível de 10%, 5% e 1% respectivamente.

No que diz respeito aos resultados estimados obtidos, verificou-se, primeiramente, através do teste de Hausman², que a heterogeneidade não observada possui um comportamento fixo em to-

2 O teste de Hausman pode ser utilizado para determinar o melhor modelo a ser utilizado: com efeitos fixos ou com efeitos aleatórios. A hipótese nula subjacente ao teste é que os estimadores do modelo de efeitos fixos e do modelo de componente dos erros não diferem substancialmente. O teste possui uma distribuição qui-quadrada assintótica. Se sua hipótese nula for rejeitada, a conclusão é que o modelo de componente dos erros não é adequado e que é preferível empregar o modelo de efeitos fixos.

dos os casos, fazendo com que os resultados obtidos a partir do modelo com efeitos fixos sejam preferíveis aos obtidos a partir do modelo com efeitos aleatórios. Entretanto, os resultados obtidos por ambos os modelos foram semelhantes tanto em termos de magnitude dos parâmetros quanto em nível de significância, indicando robustez dos resultados. As variáveis PIB *per capita* e Grau de Urbanização foram consideradas variáveis controle do modelo. Em relação à variável PIB *per capita*, o sinal negativo obtido sugere que as expansões econômicas têm um impacto alocativo de mais despesas com pessoal em detrimento das despesas com investimento. É importante ressaltar, entretanto, que esse resultado não implica que uma expansão no PIB *per capita* se reflète numa queda nas despesas com investimento necessariamente.

A variável Grau de Urbanização, por sua vez, obteve sinal negativo. Esse resultado significa que um aumento no grau de urbanização se reflète em um aumento nas despesas com pessoal em detrimento das despesas com investimento. É um resultado bem peculiar, uma vez que a elevação no grau de urbanização implica em uma maior necessidade em infraestrutura pública, ou seja, mais investimento. Nesse caso, o sinal do parâmetro indica que os municípios expandem mais intensamente as despesas com pessoal em comparação as despesas com investimento com o aumento no grau de urbanização.

A literatura chama a atenção para o efeito controverso do grau de urbanização na determinação da composição dos gastos públicos. Sakurai (2009) associa os resultados contraditórios ao perfil demográfico característico dos municípios. Isto é, o peso da população jovem ou idosa no perfil populacional pode determinar o quanto os municípios dão importância para as despesas com educação e saúde e, dessa forma, poderá ser determinante na contratação de pessoal.

As duas variáveis que captam o efeito das despesas em educação e saúde na alocação entre despesas com investimento e pessoal apresentaram sinais negativos. Uma justificativa para tal pode ser o viés da composição do gasto público. Geralmente a literatura tem abordado o viés na composição do gasto associado à gestão de demandas por gasto redistributivo. Conforme Pessino, Izquierdo e Guillermo (2018) a gestão da política de gasto público ao longo do ciclo econômico deve ser levada em conta, especialmente, porque a desigualdade contribui para o viés na composição das despesas correntes. Assim, tanto a gestão das demandas por gasto redistributivo como as despesas associadas à saúde e educação, produzem uma preferência por mais despesas com pessoal em detrimento das despesas com investimento.

No que tange às variáveis *dummies* (D1 e D2), que captam os efeitos do ciclo político orçamentário, apresentaram sinais que corroboram a existência de ciclo político orçamentário nos anos de eleição municipal, estadual e presidencial, de modo que nos anos de eleição há uma recomposição de gastos em investimento em detrimento dos gastos com pessoal. Os resultados encontrados para as *dummies* (D3 e D4) que captam os efeitos dos ciclos fiscais, por sua vez, sugerem que nos períodos de ajuste há uma recomposição das despesas de menos investimento em detrimento de mais pessoal, enquanto em fases de políticas anticíclicas – como foi no período da crise de 2008 – há uma recomposição de mais investimento em detrimento de pessoal.

Os resultados para as *dummies* interativas D5, D6, D7 e D8 mostraram sinais negativos, indicando que, independente do ciclo fiscal – seja em anos de contração (ajuste), seja em anos de expansão fiscal –, o efeito das despesas com educação e saúde aponta para uma recomposição das despesas com pessoal em detrimento das despesas com investimento.

7 CONSIDERAÇÕES FINAIS

A adoção de regras fiscais pode gerar viés na composição do gasto público, na medida em que é capaz de induzir ajustes de gastos a partir de despesas isentas de regras. Por exemplo: se a despesa com pessoal precisa ser ajustada para se enquadrar na regra fiscal, pode-se realizar cortes nas despesas de capital. Além disso, o estabelecimento de regras de gastos mínimos, como é o caso

das despesas com educação e saúde, pode, por sua vez, influenciar a relação entre as despesas com investimento em detrimento das despesas com pessoal, gerando o chamado viés na composição dos gastos.

Isso posto, a contribuição principal do presente artigo foi realizar uma análise acerca da composição dos gastos públicos nos municípios brasileiros na tentativa de observar mudanças nas despesas discricionárias (investimento) em detrimento das despesas com pessoal influenciadas pelo chamado viés na composição dos gastos.

Assim, a partir dos resultados obtidos com as estimações e considerando todos os grupos de variáveis determinantes na alocação de despesas, apenas o ciclo político orçamentário gerou impulsos nas despesas com investimento em detrimento das despesas com pessoal. Depreendemos que expansões nas despesas obrigatórias, como educação e saúde, mesmo em anos de expansões ou contrações fiscais, geram uma expansão nas despesas com pessoal em detrimento das despesas com investimento.

REFERÊNCIAS

ALESINA, A.; BAYOUMI, T. A. The costs and benefits of fiscal rules: evidence from US states. In: **National Bureau of Economic Research**, n. 5614, p. 1-11, 1996.

ALESINA A.; HAUSMANN, R.; HOMMES R.; STEIN E. Budget institutions and fiscal performance in Latin America. In: **Journal of Development Economics**, v. 59, n. 2, p. 253-273, 1999.

ALT J.; LOWRY, R. Divided government, fiscal institutions, and budget deficits: evidence from the States. In: **American Political Science Review**, v. 88, n. 4, p. 811-828, 1994.

AMADOR, M.; WERNING, I.; ANGELETOS, G.-M. Commitment Vs. Flexibility. In: **Econometrica**, v. 74, n. 2, p. 365-396, 2006.

ARDANAZ, M.; CAVALLO, E.; ALEJANDRO IZQUIERDO, A.; PUIG, J. Growth-friendly fiscal rules? Safeguarding public investment from budget cuts through fiscal rule design. In: **Journal of International Money and Finance**, v. 111, n. C, p. 102319, 2021.

ASATRYAN, Z.; CASTELLÓN, C.; STRATMANN T. Balanced budget rules and fiscal outcomes: Evidence from historical constitutions. In: **Journal of Public Economics**, v. 167, n. C, p. 105-119, 2018.

ASSUNÇÃO, J. J. **A crise financeira de 2008 e a arrecadação tributária: Lições para o desenho de transferências e federalismo fiscal**. Brasil: Tesouro Nacional, 2012.

AZZIMONTI, M.; BATTAGLINI, M.; COATE S. The Costs and Benefits of Balanced Budget Rules: Lessons from a Political Economy Model of Fiscal Policy. In: **Journal of Public Economics**, v. 136, n. C, p. 45-61, 2016.

BERGMAN, U.; HUTCHISON M. **Economic stabilization in the post-crisis world: Are fiscal rules the answer?** In: **Journal of International Money and Finance**, v. 57, n. C, p. 31-60, 2015.

BIDERMAN, C.; ARVATE, P. (Org.). **Economia do Setor Público no Brasil**. 1. ed. São Paulo: Elsevier, 2004.

BOVA, E.; CARCENAC, N.; GUERGUIL, M. Fiscal Rules and the Procyclicality of Fiscal Policy in the Developing World. In: **IMF Working Papers**, N. 14/122, 2014.

CASELLI, F.; REYNAUD, J. Do fiscal rules improve the fiscal balance? A new instrumental variable strategy. In: **IMF Working Paper**, N. 19/49, 2019.

- DAHAN, M.; STRAWCZYNSKI, M. Fiscal Rules and Composition Bias in OECD Countries. In: **CESifo Working Paper**, Series 3088, CESifo, 2010.
- DWECK, E.; TEIXEIRA, R. A. A política fiscal do governo Dilma e a crise econômica. In: **Texto para Discussão**, Instituto de Economia da Unicamp, Campinas, 2017.
- GIAMBIAGI, F.; CASTRO, L. B.; HERMANN, J.; VILELLA, A. **Economia brasileira contemporânea (1945-2010)**. 2. ed. Rio de Janeiro. 2011.
- GOBETTI, S. W. **Ajuste fiscal no Brasil: os limites do possível**. Ipea. 2015.
- GUERGUIL, M.; MANDON, P.; TAPSOBA, R. Flexible fiscal rules and countercyclical fiscal policy. In: **Journal of Macroeconomics**, v. 52, n. C, p. 189-220, 2017.
- HALAC, M.; YARED, P. Fiscal Rules and Discretion under Persistent Shocks. In: **Econometrica**, v. 82, n. 5, p. 1557-1614, 2014.
- HEINEMANN, F.; MOESSINGER, M.D.; YETER, M. Do fiscal rules constrain fiscal policy? Ameta-regression-analysis. In: **European Journal of Political Economy**, v. 51, n. C, p. 69-92, 2018.
- HORTA, G. T. L.; GIAMBIAGI, F. **Perspectivas DEPEC 2018: o crescimento da economia brasileira 2018-2023**. Rio de Janeiro: Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social, 2018. 60 p.
- KLEIN, F. A.; SAKURAI, S. N. Term limits and political budget cycles at the local level: evidence from a young democracy. In: **European Journal of Political Economy**, v. 37, n. C, p. 21-36, 2015.
- KROGSTRUP S.; WÄLTI, S. Do fiscal rules cause budgetary outcomes? In: **Public Choice**, v. 36, n. (1-2), p. 123-138, 2008.
- LOUREIRO, M. R.; SANTOS, F. P.; GOMIDE, A. A. Democracia, arenas decisórias e política econômica do governo Lula. In: **Revista Brasileira Ciências Sociais**, v. 26, n. 76, p. 63-76, 2011.
- MENEZES, R. T. de; JÚNIOR, R. T. Regras Fiscais no Brasil: a influência da LRF sobre as categorias de despesa dos municípios. In: **Planejamento e Políticas Públicas**, n. 29, p. 7-37, 2006.
- MUSGRAVE, R. **The theory of public finance**. Nova Iorque: McGraw-Hill, 1959.
- OATES, W. An essay on fiscal federalism. In: **Journal of Economic Literature**, v. 27, n. 3, p. 1120-1149, 1999.
- ORAIR, R. O.; GOUVÊA, R. R.; LEAL, Ésio Moreira. Ciclos Políticos Eleitorais e Investimentos das Administrações Públicas no Brasil. In: **Texto para discussão**. Brasília: Ipea, 2014.
- OREIRO, J. L.; MARCONI, N. O novo-desenvolvimentismo e seus críticos. In: **Cadernos do Desenvolvimento**, v. 11, n. 19, p. 167-179, 2016.
- PESSINO, C.; IZQUIERDO, A.; GUILLERMO, V. Melhores gastos para melhores vidas: como a América Latina e o Caribe podem fazer mais com menos. In: **Banco Interamericano de Desenvolvimento**, 2018.
- PIRES, M. **Política fiscal e ciclos econômicos: teoria e a experiência recente**. Rio de Janeiro: Elsevier e FGV, 2017.
- POTERBA, J. State responses to fiscal crises: The effects of budgetary institutions and politics. In: **Journal of Political Economy**, v. 102, n. 4, p. 799-821, 1994.

SAMUELSON, P. The pure theory of public expenditure. In: **Review of Economics and Statistics**, v. 36, n. 4, p. 387-389, 1954.

SAKURAI, S. N. Ciclos Políticos nas Funções Orçamentárias dos Municípios Brasileiros: Uma Análise para o Período 1990 2005 via Dados em Painel. In: **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 39, n. 1, p. 39-58, 2009.

SANTOLIN, R.; JAYME JR., F. G.; REIS, J. C. Lei de Responsabilidade Fiscal e implicações na despesa de pessoal e de investimento nos municípios mineiros: um estudo com dados em painel dinâmico. In: **Estudos Econômicos**, v. 39, n. 4, p. 895-923, 2009.

SILVA, J. A. O Milagre Econômico e a Primeira Década dos anos 2000: crescimento comparado sob a ótica dos regimes de demanda Wage-Led e Profit-Led. In: **Revista Pesquisa e Debate**, v. 29, n. 1, p. 187-214, 2018.

TIEBOUT, C. A pure theory of of local expenditures. In: **Journal of Political Economy**, v. 64, n. 5, p. 416-424. 1956.

VICENTE, E. F. R.; DO NASCIMENTO, L. S. A efetividade dos ciclos políticos nos municípios brasileiros: Um enfoque contábil. In: **Revista de Contabilidade e Organizações**, v. 6, n. 14, p. 106-126, 2012.

DETERMINANTES DA DECISÃO DE CURSAR O ENSINO SUPERIOR: UMA ANÁLISE PARA OS ALUNOS CONCLUÍNTES DO ENSINO MÉDIO

*Determinants of the decision to attend Higher Education:
an analysis for High School Graduates*

Thais Magalhães Zonta

Economista. Bacharel em Economia pela Faculdade de Economia da Universidade Federal de Juiz de Fora - UFJF. Faculdade de Economia, Campus Universitário, Rua José Lourenço Kelmer, s/n – São Pedro, MG, 36036-900. thaiszonta@yahoo.com.br

Laura de Carvalho Schiavon

Economista. Doutora em Economia pela Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro – PUC/RJ. Professora da Faculdade de Economia da UFJF, Campus Universitário, Rua José Lourenço Kelmer, s/n – São Pedro, MG, 36036-900. lauracschiavon@gmail.com

Débora Chaves Meireles

Economista. Doutora em Economia pela Universidade Federal de Juiz de Fora – UFJF. Professora da Faculdade de Administração, Ciências Contábeis e Ciências Econômicas da Universidade Federal de Goiás - UFG, Campus Samambaia, R. Samambaia, s/n - Chácaras Califórnia, Goiânia - GO, 74001-970. deborameireles@ufg.br

Andressa Lemes Proque

Economista. Doutora em Economia pela Universidade Federal de Juiz de Fora - UFJF. Faculdade de Economia, Campus Universitário, Rua José Lourenço Kelmer, s/n – São Pedro, MG, 36036-900. alemesproque@gmail.com

Resumo: Segundo a Teoria do Capital Humano, os retornos dos investimentos em educação explicam parcela significativa dos diferenciais salariais entre os indivíduos. Este estudo visa contribuir para o entendimento das desigualdades educacionais no Brasil ao analisar os determinantes da decisão de cursar o ensino superior pelos alunos do terceiro ano do Ensino Médio. Para tanto, foi examinada uma base de dados com características dos alunos e das escolas construída a partir dos microdados da Pesquisa Nacional da Saúde do Escolar, e conduzida à análise econométrica utilizando o Modelo de Probabilidade Linear, Probit e o Probit Multinomial. Os resultados mostram que a pretensão de cursar o ensino superior é mais elevada para alunos do gênero feminino, de cor branca e amarela, com menos de 18 anos e cuja mãe tem ensino médio completo. O papel do gênero e da idade é especialmente importante para os alunos da escola pública, enquanto se revelaram mais significativos para os alunos da rede privada os determinantes correlacionados com a renda do domicílio – acesso à internet, escolaridade da mãe e cor. Os resultados reiteram a importância de características como gênero, idade, educação materna e fatores relacionados à renda e acesso a bens na determinação das perspectivas educacionais.

Palavras-chave: Ensino Superior; Capital Humano; Investimentos em educação.

Abstract: According to the Human Capital Theory, wage differences between individuals are partially explained by the significant returns of investments in education. This study aims to contribute to the understanding of educational inequalities in Brazil and analyze the determinants of the decision to attend higher education. For this purpose, a database with characteristics of students and schools was examined, built from the National Survey of School Health. We conducted an econometric analysis using the Linear Probability Model, the Probit, and the Probit Multinomial Models. The results show that the pretensions of attending higher education are higher for females, white and yellow, individuals aged less than 18 years old, and those whose mother has completed high school. The role of gender and education is especially important for students in public schools. For students in private schools, the most important determinants are internet access, the educational level of the mother, and race. The results reinforce the importance of characteristics such as gender, age, maternal education, as well as factors related to income to determine the educational perspectives.

Keywords: Higher education, Human capital, Investments in education.

1 INTRODUÇÃO

Os alunos do Ensino Médio enfrentam diversas opções de escolha quando se formam. As duas principais são o *trade-off* entre o mercado de trabalho e a faculdade. Uma quantidade considerável de pesquisas brasileiras foi realizada para obter mais resultados sobre os determinantes que influenciam nesse processo de decisão dos jovens, principalmente, porque a inserção dos indivíduos no Ensino Superior se apresenta como grande diferencial nos retornos de investimentos em educação (COSTA; BECKER; PAVÃO, 2013; ESCOLANO; PAZELLO, 2014; TILLMANN; COMIM, 2016; LOBO, 2017; SOUZA; TABOSA, 2018; RESENDE *et al.*, 2018; SHIRASU; ARRAES, 2019).

Esse aspecto reforça a ideia da educação como uma forma de investimento de capital humano como foi apontada pela literatura [*e.g.* Schultz (1973) e Becker (1993)]. Não obstante, também se apresenta como um dos fatores que ajudam a explicar os melhores rendimentos, as condições de trabalho, as perspectivas de emprego e, conseqüentemente, o bem-estar da população e as reduções das desigualdades de oportunidades, especialmente, em uma economia caracterizada por uma das mais elevadas desigualdades na distribuição de renda como é a brasileira.

Atualmente, de acordo com a Pesquisa Nacional de Saúde do Escolar – PeNSE (IBGE, 2015), o Brasil possui 13,2 milhões de escolares, com idade entre 13 e 17 anos, sendo 87,1% de escolas públicas e apenas 12,9% de escolas privadas. Destarte, 11,1% desses jovens pretendiam somente continuar estudando após a conclusão dos estudos. Espera-se para um jovem que o término do Ensino Médio especificamente seja seguido pelo ingresso do mesmo no Ensino Superior, dada a importância da educação como fator de desenvolvimento econômico e social de um país. As oportunidades por melhores colocações no mercado de trabalho se elevam com essa medida, aumentando a produtividade da economia.

Desse modo, o principal objetivo deste estudo é analisar os determinantes da pretensão dos alunos em cursar o Ensino Superior no ano de 2015. Neste mote de pesquisa, este artigo busca responder aos seguintes problemas aplicados para a economia brasileira: Quais os fatores que determinam a escolha dos estudantes em pretender cursar o Ensino Superior? Quais as características das escolas e dos alunos que influenciam na tomada de decisão?

Para alcançar o objetivo proposto, foram utilizadas as estimações do Modelo de Probabilidade Linear (MPL), Probit e o Probit Multinomial, bem como os microdados da Pesquisa Nacional da Saúde do Escolar (PeNSE). Em 2015, a PeNSE/IBGE acrescentou a variável “pretende cursar o Ensino Superior” e “planos futuros ao término do atual curso”, possibilitando uma análise mais completa dessa decisão de ingresso no Ensino Superior. São analisados, sob essa nova ótica, o papel de determinantes do investimento amplamente discutidos na literatura de capital humano, apresentada na próxima seção, como as características sociodemográficas do indivíduo e da família, características da escola e da localidade onde o aluno reside.

Este trabalho analisa, portanto, um recorte específico do investimento em capital humano: a pretensão de cursar Ensino Superior. Desse modo, diferencia-se o processo decisório do efetivo acontecimento do evento, usualmente estudado nessa literatura devido à disponibilidade de dados. O efetivo acontecimento do evento pode ser entendido como um resultado da interação entre a decisão do indivíduo e outros determinantes da inserção no Ensino Superior.

A maioria dos trabalhos aplicados avalia os determinantes de ser aprovado, cursar e/ou concluir o Ensino Superior. Dessa forma, esse trabalho contribui para o avanço dessa literatura ao analisar os determinantes da pretensão de prosseguir estudando após o final do Ensino Médio. Além disso, esta pesquisa também contribui ao avaliar as heterogeneidades entre alunos de escolas públicas e privadas.

A inserção dos indivíduos no Ensino Superior se apresenta como um importante determinante do salário dos trabalhadores, dado o alto retorno de investimentos em educação. Em nível nacional, os estudos de Martins e Machado (2018), Escolano e Pazello (2014) e, ainda, Carvalho (2011)

buscaram identificar, a partir de pesquisas domiciliares, os fatores que determinam a decisão de ingresso no Ensino Superior relacionando aos retornos associados à educação. Dentre essas características, o nível de escolaridade, gênero e cor afetam tanto a decisão de trabalhar quanto o rendimento (DANIEL; SANTOS; LIMA, 2014). A escolaridade dos pais influencia na tomada de decisão dos jovens no ingresso ao Ensino Superior (NGUYEN; TAYLOR, 2003), bem como a cor, visto que os indivíduos não-brancos possuem chances menores do que brancos (SALATA, 2018).

O nível educacional dos chefes de família e a renda são fatores-chave na tomada de decisão, como aponta Camarano e Kanso (2012) ao estudarem o comportamento dos jovens brasileiros, levando em conta as vulnerabilidades do contexto familiar em que estes estão inseridos. A localização da instituição também é um fator decisivo no processo de escolha, podendo se constituir em uma barreira no acesso a esse grau de escolaridade (ARAÚJO; CARDOSO, 2019)

Diante de uma associação positiva entre o rendimento dos profissionais de uma formação e o número de inscritos no vestibular (BARTALOTTI; MENEZES-FILHO, 2007), ainda é possível, por exemplo, que existam diferenças entre gênero na tomada de decisão entre estudar e trabalhar. Tradicionalmente, as mulheres são mais propensas a continuarem os estudos e, por sua vez, a ingressarem no Ensino Superior. Salata (2018) destaca uma tendência de aumento de 76% para 107%, entre 1995 e 2015, de essas chances maiores favorecerem as mulheres do que os homens. Já Pedrosa e Teixeira (2018) estimam em 18% o percentual de ingresso das mulheres ao Ensino Superior frente aos 15% dos homens.

Em contraste com o *trade-off* entre estudar e trabalhar, está a parcela da população jovem que não estuda e não está inserida no mercado de trabalho, os chamados na literatura “*nem-nem*” (MENEZES-FILHO; CABANAS; KOMATSU, 2013). A grande maioria que atende a esse perfil é representada pelas mulheres, como encontra Figueiredo e Almeida (2017) em seu estudo da população “*nem-nem*” a partir dos dados da Pesquisa Nacional de Amostra por Domicílios (PNAD) aplicados a um modelo Probit. As mulheres dessa geração estão interligadas a certas características, tais como a baixa escolaridade, ao meio rural, ao casamento e à maternidade (TILLMANN; COMIM, 2016).

Além dessa introdução, o artigo é composto por mais cinco seções. A segunda seção trata da discussão sobre a Teoria do Capital Humano, destacando os principais trabalhos empíricos em relação ao processo de inserção dos jovens no Ensino Superior. A terceira descreve a base de dados utilizada para a obtenção dos resultados. A quarta seção apresenta as especificações dos métodos econométricos. A quinta seção discute os principais resultados obtidos neste estudo e, por fim, a última tece as considerações finais.

2 TEORIA DO CAPITAL HUMANO, INVESTIMENTO E ENSINO SUPERIOR

Sob o arcabouço da teoria neoclássica¹, na década de 1960, desenvolveu-se a Teoria do Capital Humano (TCH) pelo teórico Schultz (1973), a partir da publicação do artigo seminal *Investment in Human*², que enfatizou a contribuição da educação como investimento em capital humano para o crescimento econômico do país, assim como para o aperfeiçoamento das habilidades e das capacidades produtivas da força de trabalho. Considerando que os indivíduos se revelam como um componente significativo da riqueza das nações, isso sugere que a capacidade produtiva é maior em comparação com todas as outras formas de riquezas agrupadas, dado que os investimentos que as pessoas fazem em si mesmas são bastante elevados (SCHULTZ, 1973). Nesse sentido, a educação pode ser vista como um bem econômico tanto para o consumidor quanto para o capital, pois

1 Os fundamentos básicos da Teoria do Capital Humano são a Teoria Marginalista e os Princípios do Utilitarismo, enfatizando a maximização da utilidade e satisfação individual.

2 Schultz (1973) trata neste estudo o conceito de capital humano e explica o trabalho como uma forma de capital, além de criticar a teoria clássica, que identificava o trabalho como um meio de produção.

oferece utilidade (satisfação) ao consumidor e serve como insumo para desenvolver os recursos humanos essenciais para a transformação econômica e social, sendo uma determinante-chave do desempenho econômico.

A construção da Teoria do Capital Humano foi ampliada por Gary Becker, na década de 60, analisando com profundidade o custo-benefício (custo de oportunidade individual) das atividades que aumentam a produtividade. O autor discute sobre os investimentos em educação na formação dos trabalhadores (jovens) e pelo capital humano. O investimento em educação apresenta-se como um determinante, que influencia a renda e produtividade do indivíduo por meio das habilidades. Partindo dessa relação, o fato de decidir investir em educação implica em uma entrada tardia no mercado de trabalho. Como também haverá sacrifícios, quando o trabalhador decidir continuar os estudos ou entrar em alguma escola renunciando a sua renda. Usualmente essa escolha é chamada de “custo de oportunidade individual” (BECKER, 1993).

A relação entre capital humano e educação tem sido objeto de intenso debate, desde os trabalhos de Becker (1993) e Schultz (1973). Nesse sentido, o conceito de “capital humano” tem sido primordial na explicação do crescimento econômico e o do investimento em educação como aspecto importante na decisão individual de entrada no ensino, levando em consideração o seguinte raciocínio: primeiro, os indivíduos se educam; em segundo, a educação modifica as “habilidades” e “conhecimentos”; terceiro, observa-se que conforme o indivíduo se insere no âmbito escolar, mais elevada é a sua habilidade cognitiva e sua produtividade; e, por fim, os trabalhadores com o nível de produtividade maior, recebem rendimentos mais elevados. Em suma, os teóricos do capital humano argumentam que uma população educada ajuda a gerar renda no futuro, fornecendo aos trabalhadores instruídos habilidades e conhecimentos, que lhes permitam aumentar suas capacidades produtivas e, portanto, com contribuição para o crescimento econômico de um país (PSACHAROPOULOS; WOODHALL, 1985).

Nas últimas duas décadas, o ingresso ao ensino superior brasileiro apresentou transformações no que diz respeito ao acesso às matrículas (surgiram às políticas de cotas e o Sistema de Seleção Unificada), à oferta de vagas, a relação candidato/vaga, o grau de privatização e à expansão do sistema de ensino. O único estudo para o Brasil – que identifica os determinantes da decisão de escolha dos alunos do último ano do Ensino Médio na pretensão em cursar o Ensino Superior – é o trabalho de Escolano e Pazello (2014). Os autores avaliaram as decisões dos jovens de 16 a 25 anos, residentes em regiões metropolitanas, entre trabalhar e/ou continuar estudando. Para isso, utilizaram os microdados longitudinais da Pesquisa Mensal do Emprego (PME/IBGE), no período de análise de 2008 a 2012, e empregaram o modelo Logit Multinomial.

Dentre os resultados obtidos, destaca-se que a região do Rio de Janeiro apresentou maior probabilidade para os jovens seguirem apenas estudando. A probabilidade de só estudar é positiva quando o aluno é mais jovem e possui em casa pais mais educados. Do mesmo modo, níveis de renda elevados influenciam o aluno a optar pela continuação dos estudos. Não obstante, a probabilidade em continuar estudando e trabalhando é elevada para a variável aprovação/reprovação.

O objetivo de grande parte dos estudos sobre o tema tem sido verificar quais os determinantes ou qual a probabilidade (após o fato ocorrido) dos jovens em cursar Ensino Superior. Shirasu e Arraes (2019) analisaram os determinantes na escolha dos jovens na faixa etária entre 15 e 24 anos entre as opções de estudo e/ou trabalho ou “*nem-nem*” (nem estuda nem trabalha). Empregaram o modelo Probit Bivariado aos microdados da Pesquisa Nacional de Amostra por Domicílios (PNAD/IBGE) para o ano de 2015. Os principais resultados mostraram que os jovens têm mais probabilidade de dedicação exclusiva aos estudos ao residirem com as mães em moradias chefiadas por homens de maior idade e também quando se declaram brancos. O nível educacional do chefe da família é outro fator determinante nesse processo decisório de estudar. Os autores também destacaram que a maternidade para as jovens entre 15 a 19 anos reduz a probabilidade de só estudar.

Em nível regional, Souza e Tabosa (2018) fizeram uma análise sobre os determinantes que levam os jovens brasileiros da Região Nordeste, da faixa etária de 16 a 29 anos, a escolherem entre trabalhar, estudar ou lazer, no período de 2011 a 2014. Utilizando os microdados da PNAD, empregou-se o modelo Logit Multinomial. Os resultados encontrados indicaram que maiores níveis educacionais do chefe da família interferem na escolha dos jovens, sendo estes mais propensos a decidirem pelo estudo. Quanto à renda do chefe da família, os autores concluíram que elevações nessa variável reduzem as chances de escolha dos nordestinos por um perfil “*nem-nem*” (não trabalha nem estuda).

O estudo destacou ainda que, quanto maior o número de componentes do domicílio, maior é a propensão de os jovens optarem apenas por trabalhar ou trabalhar e estudar. Para as regiões metropolitanas, Resende *et al.* (2018) investigaram as decisões dos jovens de idade entre 18 a 24 anos do gênero masculino, entre estudar, pertencer à população economicamente ativa ou alocar o tempo para outra finalidade. Os autores utilizaram os dados da PME/IBGE para o período de análise entre 2002 a 2015 e estimaram um modelo Logit Multinomial. Os resultados apontaram que menores níveis de escolaridade associados aos jovens pretos e pardos aumentam a probabilidade de o jovem não estudar e não trabalhar.

Usando dados da PNAD para diversos anos (2002, 2005, 2008, 2012 e 2015) – aplicados a um modelo Logit Multinomial –, Lobo (2017) buscou compreender as decisões de escolha de um jovem entre 16 a 24 anos, que completou o Ensino Médio, notadamente entre: estudar, trabalhar, trabalhar e estudar, permanecer desocupado. As variáveis de *background* familiar foram as que mais influenciaram na decisão de ingresso a um curso universitário, sobretudo, a escolaridade do chefe de família e a presença da mãe no domicílio. Em relação à cor, os autores demonstraram que se o jovem for da cor branca aumenta a probabilidade de inserção no Ensino Superior. Para a variável idade, quanto mais velho o jovem menor a chance de cursar Ensino Superior. O número de componentes da família afetou positivamente em certos anos e negativamente em outros a probabilidade de se cursar o Ensino Superior.

Nessa perspectiva, Tillmann e Comim (2016) também exploraram os determinantes da decisão entre trabalhar e estudar dos jovens brasileiros, entre 15 e 29 anos, a partir dos microdados da PNAD do ano de 2011 e da estimação econométrica Logit Multinomial. Os autores utilizaram duas definições: a de ocupação remunerada e a sem remuneração. Os resultados alcançados mostram que a renda familiar e a educação dos pais são fatores relevantes sobre esse processo de decisão de acumulação do capital humano em um cenário de ocupação remunerada. No caso específico das mulheres, quanto maior a idade menor a chance de opção pelos estudos. Em relação às condições do domicílio, quanto maior o número de moradores menores são as possibilidades de os jovens estarem estudando.

Costa, Becker e Pavão (2013) empregaram o modelo Probit Bivariado e os microdados da PNAD para analisar as decisões dos jovens com idade entre 15 e 24 anos na alocação do tempo entre estudar ou trabalhar, levando em conta o efeito da renda domiciliar *per capita* das famílias do meio rural no ano de 2009. Os resultados mostraram efeitos positivos entre estudo e renda familiar, de modo que os jovens com maiores renda possuem maiores chances de continuar o estudo. Por outro lado, os jovens de família com menor poder aquisitivo decidem pelo mercado de trabalho. Além disso, os jovens que residem no meio rural possuem uma baixa probabilidade de deixar o trabalho quando comparado aos jovens que vivem em áreas urbanas. O fator idade dos jovens e o gênero também foram considerados como determinante para alocação do tempo entre trabalhar. Ou seja, se o jovem é do gênero masculino e tem mais idade, isso significa que tem maiores possibilidades de trabalhar.

O trabalho de Silva e Kassouf (2002) tenta lançar luz sobre os motivos que levam os jovens na faixa etária dos 15 a 24 anos a entrarem no mercado de trabalho brasileiro. Ao analisar os microdados da PNAD de 1998, através do modelo Logit Multinomial, constatou-se um aumento da probabilidade de escolha dos jovens no Ensino Superior quando os chefes de família são mais es-

colarizados e residem no meio urbano. A renda familiar também é outro fator que leva ao aumento da probabilidade de o jovem optar pelo estudo. Vale mencionar que a probabilidade de estudar se reduz quanto maior é a idade do jovem. Isso porque o mercado de trabalho torna-se mais atrativo e, em alguns casos, ocorre à desistência pela continuação dos estudos. Tais elementos limitam a oportunidade dos jovens no mercado de trabalho, visto que não conseguem uma boa educação e qualificação.

Corseuil, Santos e Foguel (2001) utilizaram os dados de pesquisas domiciliares referentes a países da América Latina estruturada pelo Banco Interamericano de Desenvolvimento (BID) para estimar modelos da probabilidade de se observar jovens entre 12 e 17 anos que estudam, trabalham, exercem ambas as atividades ou nenhuma delas. Como estratégia empírica foi utilizada o modelo Logit Multinomial. Os autores realizaram o estudo para quatro países da América Latina: Brasil, Chile, Peru e Honduras. Os resultados reportados para o Brasil revelaram que pais mais escolarizados aumentam a probabilidade do jovem de se dedicar exclusivamente ao estudo. Ainda segundo os autores, viver em áreas urbanas aumenta a probabilidade dos jovens de se dedicar aos estudos. Outro fator relevante na decisão dos jovens é o número de crianças nos domicílios. Se a presença de crianças é elevada, diminui as chances dos jovens se dedicarem exclusivamente à escola.

Por seu turno, Salata (2018) analisou as desigualdades de acesso ao Ensino Superior no Brasil dos jovens entre 18 e 24 anos, como consequência do processo de expansão do sistema, nos anos 1995, 2005 e 2015. Ao distinguir a classe de origem do chefe do domicílio, onde reside o jovem, o autor avalia especificamente a qualidade do acesso ao Ensino Superior via rede pública ou privada. A partir dos microdados da PNAD, empregou-se o modelo Logit. Os resultados indicaram uma redução das desigualdades no acesso ao Ensino Superior por classe de origem, isto é, ocupação (profissionais, administradores e gerentes, proprietários empregadores, não manuais de rotina, trabalhadores conta-própria, trabalhadores manuais qualificados, empregadores rurais). Ainda segundo o autor, para os estudantes que ingressaram no Ensino Superior a desigualdade de acesso às instituições públicas cresceu em relação às privadas. Ademais, o fato de a residência do indivíduo ser em área rural reduz em 50% as chances de acesso ao Ensino Superior.

Outro ponto ligado à temática é a escolha do tipo de curso de educação superior por parte da população, que decide seguir estudando após término do Ensino Médio. Martins e Machado (2018) examinaram os elementos que influenciam essa escolha do jovem, em idade de prestar vestibular, em ir para uma ou outra carreira universitária. Os autores utilizaram dos microdados dos Censos Demográficos/IBGE, nos anos 2000 e 2010, para modelar essa escolha, usando o modelo Logit Condicional. Os resultados mostraram que variáveis referentes às características familiares, à relação candidato-vaga, o tempo de duração do curso e o rendimento condicionam a escolha do tipo de curso. Para o quartil mais elevado da renda domiciliar, cursos mais concorridos são mais prestigiados e oferecem retornos mais altos.

A tomada de decisão dos jovens envolve outros fatores, tais como a distância da instituição de ensino, o tamanho e o *background* familiar como citado (*e.g.*, escolaridade dos pais, renda, emprego do chefe da família). Recentemente, Silveira (2020) utilizou os microdados da Pesquisa de Orçamento Familiar (POF) da edição 2008-2009 e o modelo Probit Bivariado para explorar os determinantes do investimento das famílias na educação universitária de seus membros com idade superior a 14 anos. Os resultados apontaram efeitos positivos entre a escolaridade do chefe de família e a educação de nível superior dos membros.

Araújo e Cardoso (2019), por sua vez, a partir dos microdados do Censo Demográfico/IBGE e do Censo do Ensino Superior do Ministério da Educação (MEC) no ano de 2010, estimaram o efeito da distância dos indivíduos com idade entre 18 a 24 anos à instituição de ensino na probabilidade de demandar o Ensino Superior através dos modelos Logit (binário e multinomial). De forma geral, os jovens que residem no meio rural possuem menor probabilidade de inserção no Ensino Superior. Os resultados também enfatizaram que as mulheres possuem maior probabilidade de ingresso na educação universitária quando comparadas aos homens.

A literatura também examina a capacidade de certas variáveis mais ligadas à condição familiar, como o tamanho da família (número de dependentes) e a escolaridade dos filhos. Pedrosa e Teixeira (2018) exploraram a relação existente entre o tamanho das famílias e o ingresso no Ensino Superior dos jovens com mais de 18 anos. O estudo utilizou os microdados da PNAD para o ano de 2014 e mostrou por meio do modelo Logit uma clara tendência de redução da probabilidade de obtenção de formação superior incompleta ou completa quando se tem um membro a mais na família. Desse modo, famílias mais numerosas afetam negativamente no nível educacional dos filhos em virtude da menor renda disponível para investimento em educação.

Queiroz, Cassuce e Cirino (2018) estudaram como a demissão do chefe de família pode influenciar a decisão de ingressar ou não no Ensino Superior dos jovens, que concluíram o Ensino Médio, na faixa etária entre 16 e 24 anos, usando os microdados da PNAD para os anos de 2002 e de 2014. Com base nos resultados obtidos com o emprego de um modelo Probit, os autores concluíram que a demissão do chefe de família leva a menores chances de acesso de seus dependentes na educação universitária. Foi observado ainda que a localização na zona urbana e a renda familiar afetam positivamente o número de matrículas dos jovens no meio acadêmico. Em contraposição, o tamanho da família influencia negativamente, isto é, as chances de ingresso no Ensino Superior são menores quando o número de dependentes na residência aumenta.

Para a Grã-Bretanha, Ermisch e Francesconi (2001), a partir do *British household Panel Study*, também estudaram o *background* familiar nas realizações educacionais dos jovens britânicos. Os autores mostraram que as realizações educacionais dos pais têm efeitos significativos no desempenho acadêmico dos jovens e que aqueles que vêm de famílias no quartil de renda inferior têm níveis de escolaridade significativamente mais baixos.

Alguns estudos exploraram o *background* familiar que afeta o desempenho acadêmico de crianças. No que se refere à população infantil brasileira, Sobreira *et al.* (2018) avaliaram como os fatores do *background* familiar, as características individuais e de localização, além da condição do domicílio, influenciam a decisão das famílias no trabalho e na vida escolar das crianças do Estado de Pernambuco. A partir dos microdados da PNAD para o ano de 2014, empregou-se o modelo Probit Bivariado. Os resultados indicaram que a escolaridade da mãe e a renda do chefe da família aumentam as chances das crianças apenas estudarem.

Para a China, Li e Qiu (2018) examinaram como o *background* familiar afeta o desempenho acadêmico das crianças em estágio inicial. Por meio da base de dados *Chinese Family Panel Study*, os autores concluíram que as melhores oportunidades educacionais dos pais levam a um melhor desempenho acadêmico para os filhos. Além disso, a pesquisa destacou que o desempenho acadêmico dos alunos urbanos é mais afetado pelo perfil socioeconômico da sua família quando comparados aos alunos das áreas rurais.

3 BASE DE DADOS E ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS

3.1 Base de dados: Pesquisa Nacional de Saúde do Escolar (PeNSE)

Objetivando analisar os determinantes da pretensão em cursar o Ensino Superior por parte dos alunos concluintes do Ensino Médio, utilizaram-se os microdados da Pesquisa Nacional de Saúde do Escolar (PeNSE), para o ano de 2015, realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE, 2015), em convênio com o Ministério da Saúde (MS) e o Ministério da Educação (MEC). A pesquisa inclui informações dos alunos do 6º ao 9º ano do Ensino Fundamental e da 1ª a 3ª série do Ensino Médio. Para atender aos objetivos desse estudo, mantiveram-se na amostra apenas os alunos do 3º ano do Ensino Médio.

A PeNSE, como fonte de informações em relação a saúde e educação, vem sendo um modelo de referência em diversas temáticas de estudos, fornecendo resultados empíricos relevantes. Dado

o objetivo de analisar a pretensão dos alunos em cursar o Ensino Superior, optou-se por não utilizar as características de situação de saúde dos escolares. Além disso, apenas no ano de 2015, a pesquisa acrescentou as variáveis correspondentes ao grau de escolaridade que o aluno pretende alcançar com o objetivo de perceber suas expectativas quanto ao futuro e aos planos futuros ao término do curso, que frequenta atualmente, o que reforça a relevância do estudo e a contribuição para a literatura nacional.

A Tabela 1 reporta a descrição das variáveis selecionadas. A primeira variável dependente utilizada foi a pretensão de cursar o Ensino Superior. É uma variável derivada da seguinte pergunta: “Qual o grau de escolaridade mais elevado que você pretende concluir?”. Como resposta, consideraram-se os seguintes níveis escolares: Ensino Médio; Ensino Médio Técnico; Ensino Superior; Pós-graduação. A variável dependente constitui valor igual a um para os alunos que pretendem cursar o Ensino Superior; e, em caso contrário, valor igual a zero.

Tabela 1 – Descrição das variáveis utilizadas

Variáveis	Descrição
Características dos alunos	
<i>Pretende cursar o ensino superior</i>	Igual a um se o aluno pretende cursar o Ensino Superior; igual a zero, caso contrário
Planos futuros	
Somente Estudar	Igual a um se o aluno pretende somente continuar estudando
Somente Trabalhar	Igual a um se o aluno pretende somente trabalhar
Continuar a Estudar e Trabalhar	Igual a um se o aluno pretende continuar estudando e trabalhar
Outros Planos	Igual a um se o aluno pretende seguir outros planos
Feminino	Igual a um se o aluno for do gênero feminino
Branco e amarelo	Igual a um se o aluno for da cor branca ou amarela
Mora somente com a mãe	Igual a um se o aluno mora somente com a mãe
Mora somente com o pai	Igual a um se o aluno mora somente com o pai
Mora com os pais	Igual a um se o aluno mora com os pais
Estuda no regime integral	Igual a um se o aluno estuda no regime integral
Idade >=18 anos	Igual a um se o aluno estiver com idade maior ou igual a 18 anos cursando o Ensino Médio
Proxies de riqueza	
Escolaridade da mãe >= Ensino Médio completo	Igual a um se a mãe do aluno tiver o ensino médio completo
Acesso à internet	Igual a um se o aluno tiver acesso à internet em casa
Acesso a computador	Igual a um se o aluno tiver acesso a computador em casa
Acesso a carro	Igual a um se o aluno tiver acesso a carro em casa
Trabalha	Igual a um se o aluno trabalha
Características das escolas	
Urbano	Igual a um se a escola está no meio urbano
Regiões Brasileiras	
Norte	Igual a um se a escola está na região Norte
Nordeste	Igual a um se a escola está na região Nordeste
Sudeste	Igual a um se a escola está na região Sudeste
Sul	Igual a um se a escola está na região Sul
Centro-Oeste	Igual a um se a escola está na região Centro-Oeste
Área de risco em termos de violência	
Área de baixo risco	Igual a um se a escola estiver em área de risco baixo
Área de médio risco	Igual a um se a escola estiver em área de risco mediano
Área de alto risco	Igual a um se a escola estiver em área de risco alto

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PeNSE (IBGE, 2015).

A segunda variável dependente selecionada é denominada de planos futuros dos alunos, dada pela subsequente questão: “Quando terminar o ciclo/curso, que você está frequentando atualmente, você pretende?”. A resposta para essa pergunta inclui quatro argumentos: (i) somente continuar estudando; (ii) somente trabalhar; (iii) continuar estudando e trabalhar; (iv) seguir outro plano. Logo, a variável dependente assume valor igual a um (1) para os alunos que pretendem “somente estudar”, dois (2) para “somente trabalhar”, três (3) para “continuar a estudar e trabalhar” e quatro (4) para “outros planos”.

Vale ressaltar que, entre as duas variáveis dependentes, há uma diferenciação de temporalidade das ações. De um lado, a variável “pretende cursar o Ensino Superior” representa o “querer” imediato do aluno. Por outro lado, a variável “planos futuros” corresponde à pretensão do aluno em somente estudar, trabalhar, continuar a estudar e trabalhar e outros planos ao término do curso que está frequentando atualmente.

As características dos alunos foram obtidas a partir das variáveis *dummies* de gênero (feminino), cor (brancos e amarelos), se o aluno mora somente com a mãe, somente com o pai ou mora com os pais no domicílio, se o aluno estuda em regime integral e tem a faixa etária maior ou igual a 18 anos de idade. Como a PeNSE/IBGE é uma pesquisa realizada com escolares adolescentes, existe uma limitação dos seus dados em relação às variáveis correspondentes a renda domiciliar *per capita*. Em razão disso, optou-se por usar *proxies* de riqueza, a saber: se o aluno tem mãe com Ensino Médio completo; acesso à internet, computador e carro; e se o aluno trabalha.

Para as características das escolas são utilizadas as variáveis *dummies* de localização relacionadas ao meio urbano, às macrorregiões brasileiras e as áreas de risco em termos de violência (roubos, furtos, assaltos, troca de tiros, consumo de drogas, homicídios, entre outros), isto é, se a escola estiver em área de risco baixo, mediano ou alto.

3.2 Estatísticas descritivas

A Tabela 2 apresenta as estatísticas descritivas das características individuais dos alunos, conforme a situação do tipo de escola (pública e particular). Em conformidade com o desenho amostral da PeNSE/IBGE (2015), são reportadas estimativas ponderadas pelo peso do aluno, a fim de que estas sejam representativas da realidade nacional. Observam-se na pesquisa 1736 alunos concluintes do Ensino Médio, sendo 1371 da escola pública e 365 da escola privada. Utilizando o peso, estima-se que a amostra analisada represente um total de 2.776.541 alunos, 2.471.709 da escola pública e 304.832 da escola privada. Para assegurar a transparência das análises, optou-se por reportar nas tabelas o número efetivo de observações utilizadas da amostra.

Do total de alunos, em média, 82,4% pretendem cursar o Ensino Superior e, por sua vez, essa proporção é maior nas escolas particulares do que nas públicas. Esse cenário apresenta-se mais desigual ao analisar os planos futuros dos alunos, em que 81,5% (todos os alunos), 82% (alunos de escola pública) e 77,1% (alunos de escola particular) destes têm a pretensão de continuar estudando e trabalhando ao mesmo tempo. Para as escolas públicas, cerca de 6,4% dos alunos pretendem somente estudar, quando comparados aos 18,3% das escolas particulares. Destarte, 6,5% dos alunos das escolas públicas planejam somente trabalhar vis-à-vis aos 1,1% dos discentes das escolas particulares. Esses dados evidenciam uma desigualdade de oportunidades entre os alunos de escolas públicas e particulares no país.

A amostra deste estudo foi composta por 1.736 respondentes, sendo 51,8% dos alunos do gênero feminino e quase metade correspondem aos brancos e amarelos (46,4%). É interessante ressaltar que, com a possibilidade de comparar os alunos por tipo de escola, percebe-se que, na pública, mais da metade desses alunos são pretos, pardos e indígenas (55,9%) e, na escola particular foram identificados apenas 34,7%. Esse resultado corrobora em partes com as confirmações de Carvalho e Waltenberg (2015) em que o segmento da população mais vulnerável ao acesso às instituições públicas são as mulheres brancas.

De acordo com os dados da PeNSE/IBGE, em média, para todos os alunos, 33,6% moram somente com a mãe, 5,1% moram somente com o pai e 61,2% moram com os pais. A proporção de alunos da escola pública, que mora somente com a mãe, é maior se comparada aos da escola particular. Por sua vez, 68,3% dos alunos de escola particular moram com os pais, parcela essa maior do que a dos alunos de escola pública (60,3%). Os dados apontam ainda que 41,3% dos alunos apresentam faixa etária maior ou igual a 18 anos de idade (*i.e.*, estão atrasados no ambiente escolar). Esse resultado, ao ser comparado, apresenta-se maior para a escola pública (42,8%) do que para a particular (19%). Para os alunos que estudam em regime integral, observa-se uma maior proporção nas escolas particulares (29,7%).

Tabela 2 – Estatísticas descritivas dos alunos do 3º ano do Ensino Médio no Brasil, 2015

Variáveis	Todos os alunos		Alunos de escola pública		Alunos de escola particular	
	Média e Desvio-Padrão	Obs.	Média e Desvio-Padrão	Obs.	Média e Desvio-Padrão	Obs.
<i>Pretende cursar o Ensino Superior</i>	0,824 [0,381]	1.542	0,815 [0,389]	1.204	0,891 [0,312]	338
<i>Planos futuros</i>						
Somente estudar	0,077 [0,266]	1.682	0,064 [0,244]	1.328	0,183 [0,387]	354
Somente trabalhar	0,059 [0,235]	1.682	0,065 [0,246]	1.328	0,011 [0,104]	354
Continuar a estudar e trabalhar	0,815 [0,389]	1.682	0,820 [0,384]	1.328	0,771 [0,421]	354
Outros planos	0,05 [0,217]	1.682	0,052 [0,221]	1.328	0,035 [0,183]	354
Feminino	0,518 [0,500]	1.736	0,514 [0,500]	1.371	0,558 [0,497]	365
Branco e amarelos	0,464 [0,499]	1.735	0,441 [0,497]	1.370	0,653 [0,477]	365
Mora somente com a mãe	0,336 [0,472]	1.534	0,348 [0,476]	1.192	0,249 [0,433]	342
Mora somente com o pai	0,051 [0,220]	1.534	0,049 [0,216]	1.192	0,068 [0,253]	342
Mora com os pais	0,612 [0,487]	1.534	0,603 [0,489]	1.192	0,682 [0,466]	342
Idade >=18 anos	0,413 [0,492]	1.736	0,438 [0,496]	1.371	0,206 [0,405]	365
Estuda no regime integral	0,201 [0,401]	1.734	0,190 [0,393]	1.369	0,297 [0,458]	365
<i>Proxies de riqueza</i>						
Escolaridade da mãe >= Ensino Médio completo	0,290 [0,454]	1.572	0,295 [0,456]	1.216	0,257 [0,437]	356
Acesso à internet	0,810 [0,392]	1.736	0,788 [0,409]	1.371	0,987 [0,112]	365
Acesso a computador	0,773 [0,419]	1.736	0,749 [0,434]	1.371	0,969 [0,174]	365
Acesso a carro	0,550 [0,498]	1.734	0,513 [0,500]	1.369	0,847 [0,360]	365
Trabalha	0,387 [0,487]	1.736	0,398 [0,490]	1.371	0,299 [0,259]	365

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PeNSE (IBGE, 2015).

Nota: Desvio Padrão entre colchetes.

Para as condições de vida, destaca-se que 29% dos alunos têm mães com Ensino Médio completo nas amostras completa e da escola pública. De acordo com Altonji, Blom e Meghir (2012), os pais mais educados valorizam a continuação dos estudos dos jovens como um processo de retorno da qualificação, além de mitigar o tempo disponível para o mercado de trabalho através de aspectos culturais, como entretenimento e esporte.

Variáveis de acessos a bens podem ser fontes de informações sobre a riqueza dos alunos. Os resultados sugerem que 81% dos respondentes têm acesso à internet, 77,3% possui computador em casa, 55% têm carro no domicílio e 38,7% trabalham. Percebe-se que o acesso aos bens é inferior para os alunos de escola pública quando comparado ao da escola particular e que, além disso, cerca de 39,8% dos alunos de escola pública trabalham.

A Tabela 3 reporta as principais estatísticas descritivas para as características das escolas. Para todas as amostras, cerca de 96% dos alunos estudam em escolas localizadas nas áreas urbanas e a maioria está na região Sudeste. Ademais, apenas 43,9% estão localizadas em áreas de baixo risco, em termos de violência, e os demais em áreas com médio e alto risco. Tomando o critério de área de risco em termos de violência por tipo de escola, os dados da PeNSE/IBGE mostram que: a proporção de alunos, que estudam em escolas públicas, é elevada nas áreas de médio (30%) e alto (31,4%) risco. Por outro lado, 86,7% dos alunos de escola particular estudam em área de baixo risco.

Por seu turno, a Figura 1 contempla a proporção de alunos, que pretendem cursar o Ensino Superior por características individuais e da escola. Dos alunos que pretendem cursar o Ensino Superior, em média, 86% planejam somente estudar, 32% somente trabalhar, 87% continuar a estudar e trabalhar e 68% outros planos. Nesse sentido, a maioria dos alunos do 3º ano do Ensino Médio pretendem continuar os estudos e trabalhar ao mesmo tempo, potencialmente como uma forma de contribuição para a renda familiar. Porém, esse cenário pode afetar a probabilidade de interrupção do ciclo educacional em razão da impossibilidade de conciliar o estudo com o trabalho ou, até mesmo, na dificuldade de inserção em uma universidade.

Por outro lado, os dados mostram que – para aqueles que não pretendem cursar o Ensino Superior – cerca de 13% querem continuar os estudos e trabalhar. Ou seja, sugere-se que os alunos planejam fazer um curso do Ensino Médio Técnico ao invés de níveis escolares mais elevados. Também é possível indicar uma correlação positiva dos alunos matriculados nas escolas em áreas de baixo, médio e alto risco em termos de violência que pretendem cursar o Ensino Superior.

Tabela 3 – Estatísticas descritivas das escolas do 3º ano do Ensino Médio no Brasil, 2015

Variáveis	Todos os alunos		Alunos de escola pública		Alunos de escola particular	
	Média e Desvio-Padrão	Obs.	Média e Desvio-Padrão	Obs.	Média e Desvio-Padrão	Obs.
Urbano	0,965	1.736 [0,183]	0,966 [0,182]	1.371	0,962 [0,191]	365
Regiões brasileiras						
Norte	0,087	1.736 [0,281]	0,097 [0,296]	1.371	0,003 [0,0526]	365
Nordeste	0,233	1.736 [0,423]	0,217 [0,412]	1.371	0,359 [0,480]	365
Sudeste	0,462	1.736 [0,499]	0,457 [0,498]	1.371	0,499 [0,501]	365
Sul	0,148	1.736 [0,355]	0,160 [0,367]	1.371	0,046 [0,209]	365
Centro-Oeste	0,072	1.736 [0,258]	0,069 [0,253]	1.371	0,094 [0,292]	365

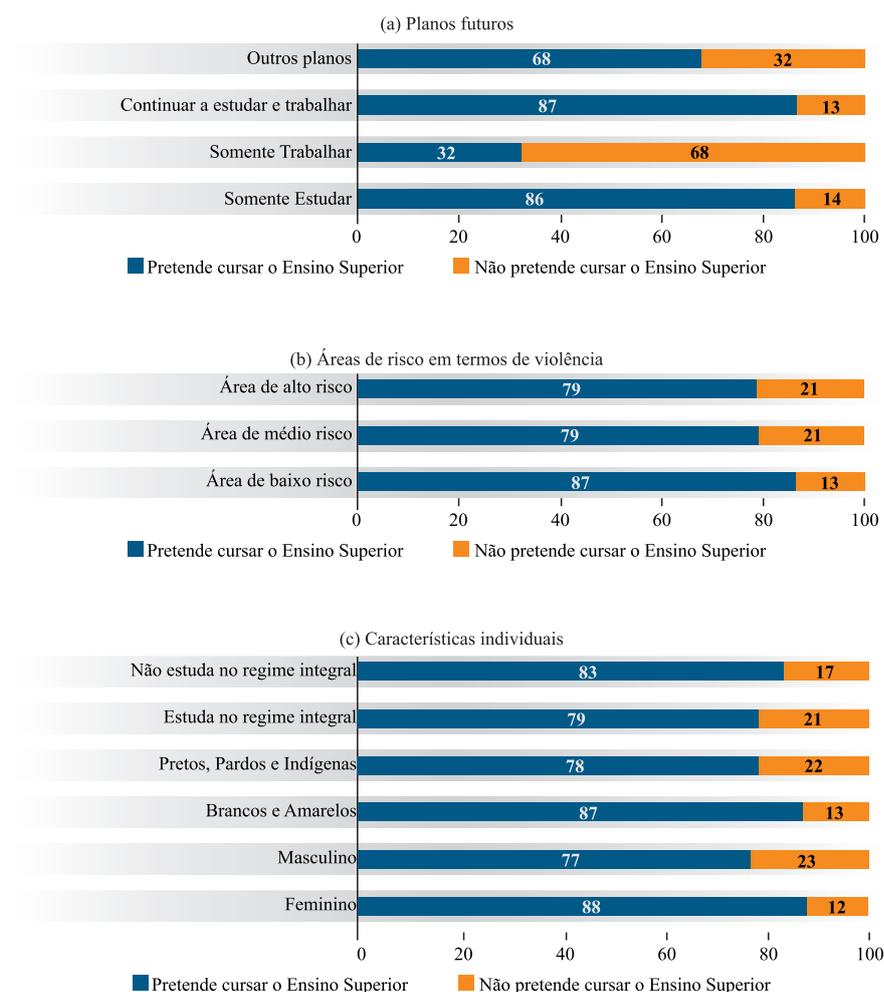
Variáveis	Todos os alunos		Alunos de escola pública		Alunos de escola particular	
	Média e Desvio-Padrão	Obs.	Média e Desvio-Padrão	Obs.	Média e Desvio-Padrão	Obs.
<i>Área de risco em termos de violência</i>						
Área de baixo risco	0,439	1.736	0,386	1.371	0,867	365
		[0,496]	[0,487]		[0,340]	
Área de médio risco	0,280	1.736	0,300	1.371	0,116	365
	[0,449]		[0,458]		[0,321]	
Área de alto risco	0,281	1.736	0,314	1.371	0,017	365
	[0,450]		[0,464]		[0,129]	

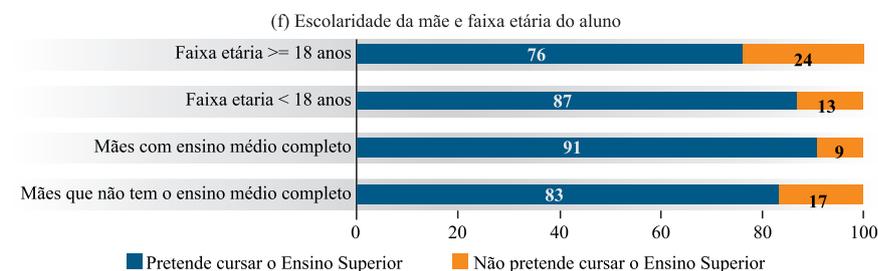
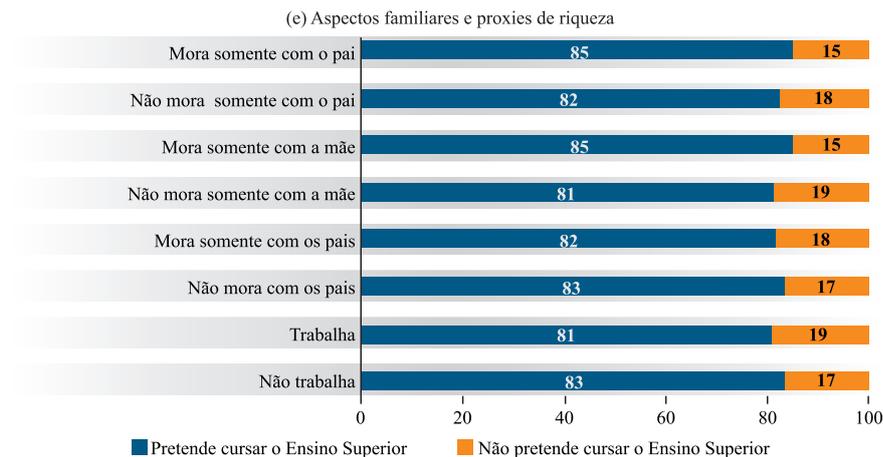
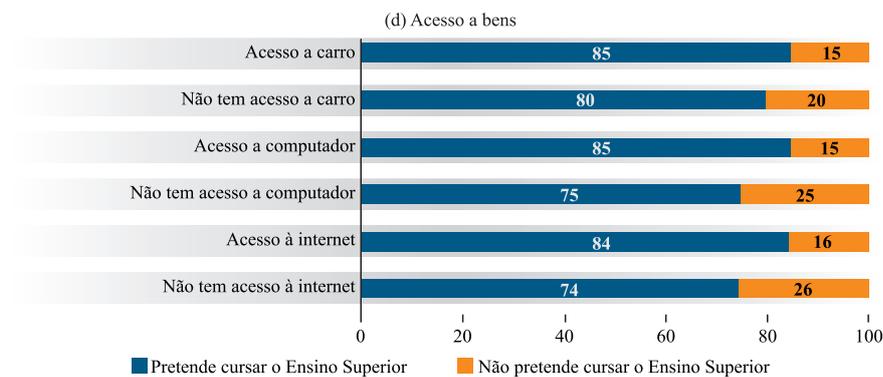
Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PeNSE (IBGE, 2015).

Nota: Desvio Padrão entre colchetes.

Ainda conforme Figura 1, para as características individuais, os dados indicam que 88% dos alunos do gênero feminino e 87% dos brancos e amarelos pretendem cursar o Ensino Superior. Observa-se que, para os potenciais beneficiários das políticas de cotas das universidades públicas (pretos, pardos e indígenas), a pretensão de cursar o Ensino Superior é menor quando comparada aos não beneficiários. Além disso, verifica-se uma correlação positiva e elevada para aqueles que não estudam no regime integral.

Figura 1 – Proporção de alunos que pretendem cursar o Ensino Superior por características individuais e da escola





Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PeNSE (IBGE, 2015)

Assim, de acordo com os resultados da PeNSE, os alunos que têm acesso aos bens exibem uma maior pretensão de cursar o Ensino Superior e, por sua vez, avançar nos estudos, em razão do potencial reflexo dos bens como indicadores de riqueza e do fato dos bens serem instrumento e/ou ferramenta no processo de aprendizagem, conforme destacado por Peixoto (2008). Para os respondentes na faixa etária maior ou igual a 18 anos de idade, cerca de 76% pretendem cursar o Ensino Superior. Segundo a literatura, alunos com defasagem idade-série têm menor probabilidade de continuar os estudos.

Ademais, observa-se uma correlação positiva entre as características de composição familiar (alunos que trabalham, que moram somente com a mãe e somente com o pai) e a pretensão de cursar o Ensino Superior. Trabalhos como de Araújo e Cardoso (2019) e Lobo (2017) destacam a presença da mãe no domicílio como variável importante para explicar o ingresso dos jovens no Ensino Superior.

4 ESTRATÉGIA EMPÍRICA

Para estimar os determinantes dos alunos que pretendem cursar o Ensino Superior, foram utilizados os Modelos de Probabilidade Linear (MPL) e o Probit, que consideram a variável dependente binária $[Y_{ij}(0,1)]$. Ao contrário do modelo de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), o MPL permite a estimação da probabilidade do aluno pretender cursar o Ensino Superior, $Pr(Y_{ij}=1)$ dado um aumento de uma unidade em X_i e Z_j . Conforme apresentado na equação (1):

$$Pr(Y_{ij} = 1|X_i Z_j) = \alpha + \beta^t X_i + \gamma^t Z_j + \varepsilon_{ij} \quad (1)$$

em que Y_{ij} é uma variável binária que indica se o aluno “ i ” da escola “ j ” pretende cursar o Ensino Superior ou não; X_i é um vetor de variáveis de controle das características dos alunos (*i.e.*, gênero, cor, mora somente com a mãe, pai ou com os pais, faixa etária maior ou igual a 18 anos de idade, regime integral, escolaridade da mãe, acesso a bens, trabalho e regiões brasileiras); Z_j denota o vetor das características das escolas (*i.e.*, localização nos espaços urbanos e áreas de risco em termos de violência); α é a constante; β e γ são os parâmetros do modelo; e, ε_{ij} é o termo de erro.

Como segunda estratégia empírica foi utilizado o modelo Probit, para verificar a probabilidade de resposta da variável dependente binária, $Pr(Y_{ij}=1)$. Seja, Y_{ij}^* representada pela variável latente, que não é observada:

$$Y_{ij}^* = \alpha + \beta^t X_i + \gamma^t Z_j + \varepsilon_{ij} \quad E(\varepsilon_{ij}|X_i, Z_j) = 0 \quad (2)$$

Para cada aluno i , a variável dependente, Y_{ij} é observada e determinada por Y_{ij}^* , no qual assume valor igual a um (1), se o aluno pretender cursar o Ensino Superior; e, zero (0), caso contrário. Portanto, a relação entre o Y_{ij} observado e a variável latente Y_{ij}^* é dado por:

$$Y_{ij} \begin{cases} 1 & \text{se } Y_{ij}^* > 0 \\ 0 & \text{caso contrário} \end{cases} \quad (3)$$

A equação (4) fornece a probabilidade de o aluno pretender cursar o Ensino Superior:

$$Pr(Y_{ij} = 1|X_i Z_j) = Pr(\beta^t X_i + \gamma^t Z_j + \varepsilon_{ij} > 0) = F(\beta^t X_i + \gamma^t Z_j) = \Phi(\beta^t X_i + \gamma^t Z_j) \quad (4)$$

A variável dependente, Y_{ij} é uma variável binária, igual a um se o aluno “ i ” da escola “ j ” pretender cursar o Ensino Superior, e igual a zero, caso contrário; sendo $\varepsilon \sim N(0,1)$ $F(.)$ é a função de densidade acumulada de uma distribuição normal; Φ é a distribuição normal padronizada (*cdf*); X_i representa o vetor de características observáveis dos alunos; e Z_j é o vetor de características observáveis das escolas; β e γ são os vetores dos parâmetros estimados do modelo.

A terceira estratégia empírica busca analisar os determinantes de escolha dos alunos em relação aos planos futuros através do modelo Probit Multinomial. A partir do questionário da PeNSE, os alunos têm quatro opções para os planos futuros ao término do curso: somente estudar ($k=1$), somente trabalhar ($k=2$), continuar a estudar e trabalhar ($k=3$) e outros planos ($k=4$). Em outras palavras, cada aluno i atribui um valor de utilidade para a escolha das alternativas k , ($k=1,2,3$ e 4):

$$U_{ijk} = \beta^l X_{ik} + \gamma^l Z_{jk} + \varepsilon_{ijk} \quad (5)$$

em que U_{ijk} é a utilidade do aluno i da escola j para a escolha da alternativa k ; X_i é um vetor de características observadas do aluno i ; Z_j é um vetor de características da escola j . Os coeficientes β e γ são vetores de parâmetros das variáveis X_{ik} e Z_{jk} , respectivamente. O último componente, ε_{ijk} é o termo de erro.

Os alunos do Ensino Médio escolhem a alternativa que oferece a maior utilidade. A probabilidade de o aluno i escolher a alternativa k será igual à probabilidade de a utilidade obtida por essa alternativa ser maior que a utilidade de outras alternativas disponíveis, dado por:

$$p_{ij} = \Pr(U_{ij} = k | X_i Z_i) = P(U_{ijk} > U_{ijl}, l \neq k | X_i Z_j) \quad (6)$$

Portanto, nesse estudo estimou-se o modelo Probit Multinomial, considerando que os termos de erros apresentam uma distribuição normal multivariada (com média zero), além das estimativas serem mais precisas do que as do Logit Multinomial, por não assumirem a suposição conhecida por Independência das Alternativas Irrelevantes (IAI). Esse pressuposto, de acordo com Wooldridge (2010), considera que, dada duas alternativas adicionadas, a escolha de uma terceira pelo indivíduo não alteraria a distribuição de probabilidade. Quando o IAI é violado, a especificação do modelo Logit Multinomial passa a ser incorreta e, por sua vez, os coeficientes são tendenciosos e inconsistentes.

Em consonância com o desenho da PeNSE/IBGE (2015), foi utilizado o peso amostral para a estimação de todos os resultados. Adicionalmente, devido à potencial violação da hipótese de independência do termo de erro entre observações da mesma escola, foram estimados erros padrões robustos a heterocedasticidade e clusterizados neste nível.

5 RESULTADOS

Nessa seção são apresentados os resultados das estimativas dos determinantes da pretensão de cursar o Ensino Superior, analisados à luz da literatura de capital humano. As interpretações dos resultados foram baseadas nas estimativas do efeito marginal médio, reportadas nas tabelas. Para assegurar a robustez dos resultados, elas foram obtidas a partir de diferentes metodologias, discutidas na seção anterior.

Apesar da robustez observada, não é possível inferir causalidade. Como usual nas análises de determinantes, supõe-se que os fatores analisados estejam potencialmente correlacionados com determinantes não observáveis dos planos futuros dos alunos, sendo razoável supor que há viés de variável omitida. Em razão dessa potencial endogeneidade das variáveis, não é possível interpretar os coeficientes estimados como uma estimativa do impacto das variáveis dependentes analisadas sobre a pretensão de cursar o Ensino Superior. Os resultados reportam como os planos futuros dos alunos estão relacionados à suas características, de seus familiares, da localidade em que vivem e da escola em que estudam.

5.1 Determinantes da decisão de cursar o Ensino Superior por alunos do 3º ano do Ensino Médio

A Tabela 4 mostra os resultados dos modelos de Probabilidade Linear (MPL) e do Probit para as análises dos determinantes da decisão de escolha dos alunos na pretensão de cursar o Ensino Superior. As estimativas dos coeficientes, em ambos os modelos, foram similares em termos de sinal,

magnitude e significância dos coeficientes. Também são reportadas nas tabelas, os coeficientes dos modelos e o efeito marginal, bem como os erros-padrão entre parênteses.

As estimativas do efeito marginal mostraram que, controlando por outros fatores, a probabilidade dos alunos do gênero feminino que pretendem cursar o Ensino Superior é 9,2% maior comparado ao gênero masculino. Esse resultado corrobora com as evidências de Carvalho, Neri e Silva (2006), que destacam que – devido aos fatores histórico-culturais e de discriminação no mercado de trabalho – os jovens do gênero masculino precisam trabalhar mais cedo do que as mulheres. O resultado também corrobora as análises de Pedrosa e Teixeira (2018), que encontram um percentual superior das mulheres frente aos homens no ingresso as universidades.

Os alunos brancos e amarelos têm, em média, probabilidade condicional de pretender cursar o Ensino Superior 6,2% maior do que os alunos pretos, pardos e indígenas, reflexo potencial da desigualdade de oportunidades. Houve também uma diferença para os alunos que moravam com ambos os pais, que apresentaram uma redução de 6,2% nessa probabilidade em relação aos que moravam apenas com a mãe. Resultados semelhantes foram encontrados por Shirasu e Arraes (2019), trabalho no qual é reforçada a relação entre a decisão dos jovens de permanecer estudando e o background familiar. Em consonância com a literatura de defasagem idade-série, verificou-se que as chances de os alunos pretenderem cursar o Ensino Superior foram 8% menores para aqueles com idade acima de 18 anos. Por outro lado, não foram encontradas diferenças significativas entre os alunos que estudam em regime integral e aqueles que estudam em turnos matutino, vespertino e noturno.

Assim como verificado no estudo de Souza e Tabosa (2018), os jovens são mais propensos pela opção de escolha do estudo ao pertencerem às famílias em que os chefes possuem maiores níveis de escolaridade. Os alunos cuja mãe tem Ensino Médio completo apresentaram um coeficiente positivo e significativo, indicando que a probabilidade de cursarem o Ensino Superior aumenta em 5,8%. Esse resultado também é consistente com o estudo de Daniel (2018), que conclui que a estrutura familiar é importante nesse processo decisório do indivíduo.

Monteiro (2013), por sua vez, mostra que a presença da mãe no domicílio tem efeito direto sobre as mulheres, com maior atuação no mercado de trabalho e maior escolaridade. Quanto aos homens, a presença da mãe está associada à condição “*nem-nem*” (não trabalha e não estuda).

Tabela 4 – Determinantes da decisão de cursar o Ensino Superior por alunos do 3º ano do Ensino Médio no Brasil, 2015

Variáveis	Pretende cursar o Ensino Superior		
	MPL	Probit	Efeito Marginal
Feminino	0.0915*** (0.0315)	0.434*** (0.138)	0.0926*** (0.0292)
Branco e amarelo	0.0697** (0.0328)	0.290** (0.146)	0.0616** (0.0308)
Mora somente com o pai	0.0346 (0.0677)	0.197 (0.395)	0.0384 (0.0701)
Mora com os pais	-0.0534* (0.0284)	-0.303** (0.131)	-0.0619** (0.0271)
Idade >= 18 anos	-0.0811** (0.0355)	-0.360*** (0.131)	-0.0807** (0.0329)
Estuda em regime integral	-0.0324 (0.0541)	-0.0985 (0.224)	-0.0210 (0.0480)
Escolaridade da mãe >= Ensino Médio completo	0.0553** (0.0238)	0.289** (0.127)	0.0580** (0.0241)

Variáveis	Pretende cursar o Ensino Superior		
	MPL	Probit	Efeito Marginal
Acesso à internet	0.0106 (0.0596)	0.0491 (0.239)	0.0106 (0.0526)
Acesso a computador	0.0201 (0.0487)	0.118 (0.201)	0.0260 (0.0455)
Acesso a carro	0.0157 (0.0270)	0.0883 (0.134)	0.0190 (0.0284)
Trabalha	0.00116 (0.0302)	0.0117 (0.135)	0.00248 (0.0288)
Urbano	0.0870* (0.0517)	0.316* (0.186)	0.0764 (0.0496)
Área de médio risco	-0.0493 (0.0356)	-0.241 (0.159)	-0.0514 (0.0333)
Área de alto risco	-0.0174 (0.0424)	-0.136 (0.189)	-0.0289 (0.0406)
Constante	0.705*** (0.0900)	0.558 (0.358)	
Observações	1.275	1.275	1.275
R-quadrado	0.077		

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PeNSE (IBGE, 2015).

Nota: MPL representa o Modelo de Probabilidade Linear; o erro-padrão encontra-se abaixo de cada estimativa, entre parênteses. *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1. Em todos os modelos foram incluídas variáveis binárias para as grandes regiões brasileiras, cujos coeficientes foram omitidos na tabela acima.

Em relação a outras diferenças – como acesso aos bens – as chances de os alunos pretenderem cursar o Ensino Superior foram 1,0%, 2,6% e 1,9% maiores para aqueles que têm acesso à internet, computador e carro, respectivamente, porém, sem significância estatística. Resultado semelhante foi observado para os alunos que trabalham. Os resultados das características das escolas indicam que a probabilidade de pretender cursar o Ensino Superior também não se altera significativamente em resposta à localização destas em área urbana ou de baixo risco de violência.

A Tabela 5, a seguir, exibe as estimativas do Probit Multinomial para determinantes da decisão de escolha dos alunos nos planos futuros. Esse procedimento econométrico possibilitou estimativas por categorias, a exemplo de alunos que planejam somente estudar, somente trabalhar, continuar a estudar e trabalhar e que tem outros planos ao término do curso que está frequentando atualmente. Em todas as estimações, a categoria omitida foi somente trabalhar e os modelos de especificações foram comparados com a categoria de referência.

Tabela 5 – Determinantes da decisão de cursar o Ensino Superior e/ou trabalhar por alunos do 3º ano do Ensino Médio no Brasil, 2015 (referência: somente trabalhar)

Variáveis	Plano futuros					
	Somente estudar	EM	Continuar a estudar e trabalhar	EM	Outros planos	EM
Feminino	0.722** (0.302)	0.0133 (0.0233)	0.668*** (0.228)	0.0415 (0.0272)	0.282 (0.287)	-0.0176 (0.0113)
Branco e amarelo	-0.371 (0.259)	-0.00624 (0.0155)	-0.300 (0.216)	0.0135 (0.0201)	-0.824** (0.343)	-0.0281** (0.0142)
Mora somente com o pai	-10.13*** (0.646)	-0.0463*** (0.0116)	-11.78*** (0.511)	-0.539*** (0.0132)	-11.82*** (0.320)	-0.0251** (0.0105)

Variáveis	Plano futuros					
	Somente estudar	EM	Continuar a estudar e trabalhar	EM	Outros planos	EM
Mora com os pais	-10.44*** (0.566)	0.0493*** (0.0148)	-12.40*** (0.433)	-0.382*** (0.0270)	-12.42 (0)	-0.0219 (0.0187)
Idade >= 18 anos	-0.285 (0.426)	0.00676 (0.0350)	-0.370 (0.288)	-0.0130 (0.0384)	-0.672** (0.323)	-0.0173** (0.00861)
Estuda em regime integral	0.432 (0.364)	0.0619* (0.0319)	-0.242 (0.318)	-0.0774** (0.0394)	0.0116 (0.351)	0.00816 (0.0135)
Escolaridade da mãe >= Ensino Médio completo	0.710** (0.345)	-0.0251 (0.0205)	1.063*** (0.304)	0.0762*** (0.0256)	0.802** (0.348)	-0.00747 (0.0105)
Acesso à internet	1.059** (0.429)	0.0481** (0.0231)	0.496* (0.296)	-0.0213 (0.0318)	0.821*** (0.289)	0.0153* (0.00865)
Acesso a computador	0.742* (0.415)	0.0642*** (0.0140)	-0.0705 (0.340)	-0.0199 (0.0289)	-0.661 (0.451)	-0.0466* (0.0261)
Acesso a carro	0.534* (0.293)	0.0340 (0.0230)	0.182 (0.186)	-0.0239 (0.0276)	0.285 (0.237)	0.00425 (0.0103)
Trabalha	-0.761** (0.337)	-0.0926*** (0.0220)	0.419* (0.249)	0.0910*** (0.0278)	0.587* (0.308)	0.0186* (0.0104)
Urbano	-2.069*** (0.556)	-0.169** (0.0786)	-0.939** (0.476)	0.111 (0.0775)	-0.551 (0.757)	0.0203 (0.0145)
Área de médio risco	-0.941** (0.369)	-0.0872*** (0.0322)	-0.0171 (0.342)	0.0939** (0.0439)	-0.449 (0.405)	-0.0173 (0.0140)
Área de alto risco	-0.130 (0.415)	-0.0254 (0.0364)	0.188 (0.273)	0.0614 (0.0411)	-0.446 (0.361)	-0.0306* (0.0159)
Constante	10.79*** (0.919)		14.02*** (0.602)		12.20*** (0.811)	
Observações	1.374	1.374	1.374	1.374	1.374	1.374

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PeNSE (IBGE, 2015).

Nota: EM representa o Efeito Marginal; o erro-padrão encontra-se abaixo de cada estimativa, entre parênteses. *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1. Em todos os modelos foram incluídas variáveis binárias para as grandes regiões brasileiras, cujos coeficientes foram omitidos na tabela acima.

As características individuais – como gênero, cor, idade maior ou igual a 18 anos – não influenciam significativamente na decisão de escolha do aluno em somente estudar e continuar a estudar e trabalhar. No entanto, a probabilidade de os alunos pretenderem ter outros planos é – negativo e estatisticamente significativo – para alunos brancos e amarelos (-2,8%) e com faixa etária maior ou igual a 18 anos (-1,7%). Este último resultado corrobora com o estudo de Escolano e Pazello (2014), no qual indicam que, conforme a idade aumenta, a probabilidade de não estudar e não trabalhar (i.e. assumir outros planos) decresce, em razão das responsabilidades familiares que esses indivíduos estão envolvidos. Além disso, os autores também não encontraram efeito sobre a probabilidade de o jovem estudar e trabalhar.

Em relação à variável morar somente com o pai, os resultados indicam que o sinal foi negativo e estatisticamente significativo a 1%. Ou seja, alunos que moram exclusivamente com o pai têm maior probabilidade de pretender somente trabalhar do que os alunos que moram exclusivamente com as mães. Por sua vez, alunos que moram com ambos os pais têm maior probabilidade de pretender somente estudar ou somente trabalhar do que aqueles que moram apenas com a mãe.

Já os alunos que estudam em regime integral apresentam uma maior probabilidade de planejar somente estudar (6,2%) – estatisticamente significativo a 10% – e são menos propensos a escolher por continuar a estudar e trabalhar (-7,7%) em relação a somente trabalhar. Por sua vez, se as mães dos alunos tiverem Ensino Médio completo, estes têm 7,6% maiores chances de ter a intenção de

continuar a estudar e trabalhar comparado aqueles que pretendem somente trabalhar. Tal fenômeno também é observado por Escolano e Pazello (2014).

O acesso a bens se apresenta como importante diferencial no que diz respeito aos planos futuros dos alunos do Ensino Médio. O acesso à internet e ao computador é positivo e significativamente correlacionado com a probabilidade de os alunos pretendem somente estudar, relacionados a um aumento de 4,8% e 6,4%, respectivamente, nessa probabilidade em comparação com a categoria de somente trabalhar (omitida). Por outro lado, ter acesso a carro não influencia significativamente à decisão do aluno em continuar a estudar e trabalhar. Adicionalmente, verificou-se que aqueles que hoje trabalham declaram com maior probabilidade ter a intenção de trabalhar e estudar ou somente trabalhar em relação à opção somente estudar do que aqueles que não trabalham quando da condução da entrevista.

Em relação às características da escola, é menor a probabilidade de o aluno pretender somente estudar se a escola estiver situada no meio urbano. Para os alunos que estudam próximo de área de risco médio, a probabilidade de pretender somente estudar é significativamente menor (-8,7%) do que somente trabalhar. Enquanto que o efeito marginal sobre a probabilidade de os alunos continuarem os estudos e trabalharem foi positivo e significativo. Isto retrata que os alunos que estudam em área de médio risco têm uma probabilidade maior de continuar a estudar e trabalhar (9,3%).

5.2 Efeitos heterogêneos: escolas públicas e particulares

O Modelo de Probabilidade Linear foi estimado separadamente para os alunos de escolas públicas e particulares e apresentado na Tabela 6. Devido à divisão da amostra em duas partes, não havia observações suficientes para estimar o Probit. Por esse motivo, nessa seção, são reportados apenas os efeitos marginais estimados através do MPL. Dessa forma, é possível realizar a comparação destes com os obtidos através do modelo MPL para a amostra completa, muito próxima aos resultados estimados por Probit, conforme mostrado na Tabela 4.

Os resultados encontrados, em sua maioria, estão alinhados com os apresentados na Tabela 4. É importante destacar que, para as variáveis morar com os pais, estudar em regime integral, acesso a computador e carro, trabalhar e características da localidade da escola não foram relações significativas com a probabilidade de pretensão de cursar o Ensino Superior para as subamostras exploradas nessa seção.

Em relação às esferas administrativas de cada tipo de escola, os dados indicam que os alunos do gênero feminino das escolas públicas têm aumento de 9,3% na probabilidade de pretender cursar o Ensino Superior, estatisticamente significativo a 1%. Gênero não se mostrou um determinante importante para os alunos de instituições particulares. Por outro lado, a cor se mostrou importante determinante dos planos futuros apenas para os alunos de escolas particulares, cujos alunos brancos e amarelos mostraram probabilidade condicional de pretender ir para a faculdade 9,7% maior do que os alunos pretos, pardos e indígenas. Para os alunos da escola pública, ter 18 anos ou mais de idade (i.e. atrasados com seus estudos), diminui em 7,8% a probabilidade de pretendem cursar o Ensino Superior quando comparado aos que estão regulares, com significância estatística de 5%.

O resultado para as variáveis *proxies* de riqueza é variado. O sinal dos coeficientes está de acordo com os resultados encontrados pela literatura. Isso revela que, a mãe do aluno ter Ensino Médio completo aumenta a probabilidade de os alunos pretendem cursar o Ensino Superior em ambas as amostras. Entretanto, a magnitude e a significância do coeficiente são maiores para os alunos de escola particular. Em relação à variável de acesso a bens, os resultados não foram significativos, exceto para acesso à internet nas escolas particulares. Ter acesso à internet implica em uma redução de 10,9% da probabilidade de os alunos ingressarem em um curso de nível superior.

Tabela 6 – Determinantes da decisão de cursar o Ensino Superior por alunos de escolas públicas e particulares do 3º ano do Ensino Médio no Brasil, 2015

Variáveis	Pretende cursar o Ensino Superior	
	Alunos de escolas públicas	Alunos de escolas particulares
	MPL	MPL
Feminino	0.0934*** (0.0340)	0.0464 (0.0632)
Branco e amarelos	0.0697* (0.0370)	0.0968*** (0.0317)
Mora somente com o pai	-0.0260 (0.0878)	-0.0484 (0.0651)
Mora com os pais	-0.0717 (0.0755)	-0.0989 (0.0869)
Idade > = 18 anos	-0.0780** (0.0383)	-0.0688 (0.0864)
Estuda em regime integral	-0.0576 (0.0650)	0.0525 (0.0591)
Escolaridade da mãe > = Ensino Médio completo	0.0473* (0.0248)	0.110** (0.0382)
Acesso à internet	0.00932 (0.0586)	-0.109** (0.0476)
Acesso a computador	0.0215 (0.0496)	0.0529 (0.0636)
Acesso a carro	0.00195 (0.0305)	0.0958 (0.0985)
Trabalha	0.00519 (0.0342)	-0.0539 (0.0608)
Urbano	0.110* (0.0601)	-0.142 (0.160)
Área de médio risco	-0.0497 (0.0387)	-0.00544 (0.0594)
Área de alto risco	-0.0153 (0.0421)	0.0543 (0.0690)
Constante	0.688*** (0.125)	1.075*** (0.142)
Observações	965	310
R-quadrado	0.077	0.185

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PeNSE (IBGE, 2015).

Nota: MPL representa o Modelo de Probabilidade Linear; o erro-padrão encontra-se abaixo de cada estimativa, entre parênteses. *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1. Em todos os modelos foram incluídas variáveis binárias para as grandes regiões brasileiras, cujos coeficientes foram omitidos na tabela acima.

A condução separadamente da análise para alunos de escolas pública e privada evidenciou diferenças nos determinantes entre os grupos. Ser do gênero feminino está associado a um aumento da probabilidade de o aluno de escola pública pretender cursar o Ensino Superior. Por sua vez, o fato de o aluno ser de cor branca ou amarela e ter mãe com Ensino Médio completo está relacionado a um aumento na probabilidade dos alunos de escola particular pretender cursar o Ensino Superior.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Nas últimas décadas, a crescente busca por melhores oportunidades tem feito com que os jovens alcancem maiores níveis de escolaridade. Desse modo, esse estudo teve como objetivo analisar os determinantes da decisão de escolha dos alunos ingressarem no Ensino Superior.

A base de dados utilizada para o ano de 2015 foi extraída dos microdados da PeNSE. Para atingir a finalidade proposta, foram utilizados os modelos econométricos de Probabilidade Linear, Probit e Probit Multinomial. Esses métodos permitiram estudar a relação entre as características dos alunos e as escolhas como fator determinante na probabilidade de ingresso dos jovens no Ensino Superior.

A principal contribuição do artigo reside no avanço de estudos ligados à demanda por educação, especialmente, sobre a decisão de escolha dos indivíduos jovens ao ingressarem no Ensino Superior e, assim, continuarem seus estudos. Além da temática, o presente trabalho inova frente a outros elencados ao ter como estrutura de dados a Pesquisa Nacional de Saúde do Escolar (PeNSE), que, no ano de 2015, acrescentou a variável “grau de escolaridade que o estudante pretende alcançar”, possibilitando uma análise mais completa dessa decisão de ingresso no Ensino Superior.

Em linha com a literatura de capital humano, o estudo evidencia que a pretensão do aluno em cursar o Ensino Superior está significativamente relacionada às características socioeconômicas, sendo maior para indivíduos do gênero feminino, brancos e amarelos, menores de 18 anos e cujas mães têm Ensino Médio completo. Gênero e defasagem idade-série se mostraram fatores especialmente importantes para alunos da rede pública, que representam cerca de 89% dos estudantes concluintes do Ensino Médio segundo estimativas da pesquisa. Por sua vez, cor e escolaridade materna se apresentam como principais determinantes dos planos futuros daqueles em instituições privadas.

Os planos para o futuro dos alunos de conciliação ou não entre estudo e trabalho foram analisados. Dentre os estudantes do 3º ano do Ensino Médio, 81% pretendem estudar e trabalhar e os demais planejam somente estudar, somente trabalhar ou têm planos alternativos. Têm maior probabilidade de somente trabalhar os alunos que moram somente com a mãe, não estudam em regime integral, cujas mães não têm Ensino Médio completo e sem acesso à internet ou computador. Por sua vez, aqueles que trabalham, moram em área urbana ou de médio risco pretendem somente trabalhar ou conciliar estudo e trabalho.

Os resultados mostram que os planos futuros dos alunos são significativamente afetados pelo *background* familiar e pelas características da escola. Esses fatores afetam não somente a probabilidade de cursar efetivamente o Ensino Superior condicional à intenção de fazê-lo, como também o processo decisório do indivíduo. Este potencialmente é resultado de uma ponderação por parte do estudante de fatores como a probabilidade de sucesso de uma tentativa de ingresso no Ensino Superior, à necessidade de trabalhar e aspectos subjetivos. Desse modo, reitera-se a necessidade de elencar, discutir e implementar políticas públicas sociais e educacionais de acesso ao Ensino Superior no Brasil.

REFERÊNCIAS

- ALTONJI, J. G.; BLOM, E.; MEGHIR, C. Heterogeneity in human capital investments: High school curriculum, college major, and careers. In: **NBER Working Paper n. 17985**. 2012
- ARAÚJO, B. L. R.; CARDOSO, L. C. B. Distância à instituição de ensino e demanda por educação superior. In: **XLVII Encontro Nacional de Economia**. São Paulo: Anais do XLVII Encontro Nacional de Economia, 2019.

- BARTALOTTI, O.; MENEZES-FILHO, N. A relação entre o desempenho da carreira no mercado de trabalho e a escolha profissional dos jovens. In: **Economia Aplicada**, v. 11, n. 4, p. 487-505, 2007.
- BASU, K.; VAN, P. H. The economics of child labor. In: **The American Economic Review**, v. 88, n. 3, p. 412-427, 1998.
- BECKER, G. **Human capital**: a theoretical and empirical analysis, with special reference to education. 3. Ed. Chicago: The University of Chicago Press, 1993.
- CAMARANO, A. A.; KANSO, S. O que Estão Fazendo os Jovens Que Não Estudam, Não Trabalham e Não Procuram Trabalho? In: **Boletim de Mercado de Trabalho – Conjuntura e Análise**, Rio de Janeiro, n. 53, 2012 (Nota Técnica).
- CARVALHO, A. P. de.; NERI, M. C.; SILVA, D. B. Diferenciais de Salários por Raça e Gênero: aplicação dos procedimentos de Oaxaca e Heckman em pesquisas amostrais complexas. In: **Encontro De Estudos Populacionais**, Caxambu. Anais. Caxambu: ABEP, 2006.
- CARVALHO, M. M. A educação superior no Brasil: o retorno privado e as restrições ao ingresso. In: **Sinais Sociais**, v. 5, n. 15, p. 82-111, 2011.
- CARVALHO, M. M.; WALTEBERG, F. D. Desigualdade de oportunidades no acesso ao ensino superior no Brasil: Uma comparação entre 2003 e 2013. In: **Economia Aplicada**, v. 19, n. 2, p. 369-396, 2015.
- CORSEUIL, C. H.; SANTOS, D. D.; FOGUEL, M. N. **Decisões críticas em idades críticas**: a escolha dos jovens entre estudo e trabalho no Brasil e em outros países da América Latina. Brasília: IPEA, 2001. 51p. (Texto para discussão, 797).
- COSTA, J. S.; BECKER, K. L.; PAVÃO, A. R. Influência da renda domiciliar *per capita* na alocação do tempo dos jovens no Brasil. In: **Revista de Economia**, v. 39, n. 1, p. 7-24, 2013.
- DANIEL, L. P. A influência do mercado de trabalho e do *background* familiar para o avanço entre níveis escolares no Brasil. In: **Revista de Estudos Sociais**, v. 20, n. 40, p. 24-41, 2018.
- DANIEL, L. P.; SANTOS, J. L. C.; LIMA, J. E. A inserção dos jovens no mercado de trabalho: uma análise para a região Centro-oeste. In: **Planejamento e Políticas Públicas**, n. 43, p. 123-154, 2014.
- ERMISCH, J.; FRANCESCONI, M. Family Matters: Impacts of family background on educational attainments. In: **Economica**, v. 68, n. 270, p. 137-156, 2001.
- ESCOLANO, A. J. M.; PAZELLO, E. T. Trabalhar e/ou continuar estudando? As decisões dos jovens que se matriculam no último ano do ensino médio – uma análise a partir da PME. In: XLII Encontro Nacional de Economia. Natal: Anais do **XLII Encontro Nacional de Economia**, 2014.
- FIGUEIREDO, A. M. R.; ALMEIDA, J. B. S. A. População Nem-Nem: Uma análise a partir dos dados da PNAD 2012. In: **Revista de Estudos Sociais**, v. 19, n. 38, p. 106-129, 2017.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Pesquisa Nacional de Saúde do Escolar - PeNSE 2015**. Rio de Janeiro: IBGE; 2016.
- LI, Z.; QIU, Z. How does family background affect children's educational achievement? Evidence from Contemporary China. In: **The Journal of Chinese Sociology**, v. 5, n. 1, 2018.

- LOBO, G. D. **Determinantes da demanda por educação superior no Brasil: O impacto dos ciclos econômicos e do *family background* sobre a tomada de decisão dos jovens.** 60f. 2008. Dissertação (Mestrado em Economia) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2017.
- MARTINS, F. S.; MACHADO, D. C. Uma análise da escolha do curso superior no Brasil. In: **Revista Brasileira de Estudos de População**, v. 35, n. 1, p. 1-24, 2018.
- MENEZES-FILHO, N. A.; CABANAS, P. H. F.; KOMATSU, B. K. **A Condição “Nem-nem” entre os jovens é permanente?** Centro de Políticas Públicas, Insper, 2013. 23p. (*Policy paper*, n. 7).
- MONTEIRO, J. **Quem são os jovens nem-nem?** Uma análise sobre os jovens que não estudam e não participam do mercado de trabalho. Rio de Janeiro: FGV; IBRE, 2013. 17p. (Texto para discussão, 34).
- NGUYEN, A. N.; TAYLOR, J. Post-High School Choices: New Evidence from a Multinomial Logit Model. In: **Journal of Population Economics**, v. 16, n. 2, p. 287-306, 2003.
- PEDROSA, E. N.; TEIXEIRA, E. C. Relação entre o tamanho da família e a formação superior dos brasileiros. In: **Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos**, v. 12, n. 3, p. 292-305, 2018.
- PEIXOTO, J. Metáforas e imagens dos formadores de professores na área da informática aplicada à educação. In: **Educação Sociedade**, Campinas, v. 28, n. 101, p. 1479-1500, 2008.
- PSACHAROPOULOS, G.; WOODHALL, M. **Education for development.** Oxford: Oxford University Press, 1993.
- QUEIROZ, L. O.; CASSUCE, F. C. C.; CIRINO, J. F. Os efeitos da demissão do chefe de família sobre o acesso dos seus dependentes ao ensino superior. In: **Planejamento e políticas públicas**, n. 50, p. 95-123, 2018.
- RESENDE, A. C. C.; ANTIGO, M. F.; BALBINO, T. F.; BORGES, C. G. M. Estudar, trabalhar ou alocar o tempo de outra maneira? Decisões dos jovens do sexo masculino no Brasil Metropolitano entre 2002 e 2015. In: **Revista de Economia do Centro-Oeste**, v. 4, n. 1, p. 49-62, 2018.
- SALATA, A. Ensino superior no Brasil das últimas décadas: Redução nas desigualdades de acesso? In: **[online]**, v. 30, n. 2, p. 219-253, 2018.
- SCHULTZ, T. W. Investment in human capital. In: **The American Economic Review**, v. 51, n. 1, p. 1-17, 1973.
- SHIRASU, M. R.; ARRAES, R. A. Decisão dos jovens brasileiros: Trabalhar e/ou estudar ou nem-nem. In: **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 49, n. 2, p. 97-130, 2019.
- SILVA, N. D. V.; KASSOUF, A. L. O Trabalho e a Escolaridade dos Brasileiros Jovens. In: **XIII Encontro Nacional de Estudos Populacionais.** Ouro Preto: Anais do XIII Encontro da Associação Brasileira de Estudos Populacionais, 2002.
- SILVEIRA, M. A. C. **Investimento em capital humano das famílias brasileiras: evidência microeconômica para o ensino superior.** Brasília: IPEA, 2020. 64p. (Texto para discussão, 2548).
- SOBREIRA, D. B.; MORAIS, G. A. S.; SILVA, A. F.; COSTA, L. V. Determinantes das escolhas de trabalho e estudo na população infantil em Pernambuco. In: **Revista Econômica do Nordeste**, v. 49, n. 1, p. 63-81, 2018.

SOUZA, H. G.; TABOSA, F. J. S. Trabalho, estudo ou lazer? Uma abordagem probabilística para os jovens dos estados da região Nordeste do Brasil. In: **Estudo & Debate**, v. 25, n. 2, p. 111-134, 2018.

TILLMANN, E.; COMIM, F. Os determinantes da decisão entre estudo e trabalho dos jovens no Brasil e a geração nem-nem. In: **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 46, n. 2, p. 47-78, 2016.

WOOLDRIDGE, J. **The Econometrics of Cross Section and Panel Data**. MIT Press, 2010.