

REN Revista Econômica do Nordeste

Volume 55 | Nº 02 | Abril-Junho de 2024

ISSN impressa 0100-4956

ISSN eletrônica (on line) 2357-9226

2



REN Revista
Econômica
do Nordeste

REN Revista Econômica do Nordeste

BANCO DO NORDESTE DO BRASIL

Presidente:

Paulo Henrique Saraiva Câmara

Diretores:

Ana Teresa Barbosa de Carvalho | Anderson Aorivan da Cunha Possa | José Aldemir Freire | Leonardo Víctor Dantas da Cruz | Thiago Alves Nogueira | Wanger Antônio de Alencar Rocha

ESCRITÓRIO TÉCNICO DE ESTUDOS ECONÔMICOS DO NORDESTE – ETENE

Revista Econômica do Nordeste – REN

Editor-Chefe:

Tibério Rômulo Romão Bernardo

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:

Deyse Lene Santos de Moura

Comitê Editorial:

Dr. Airton Saboya Valente Junior, Banco do Nordeste do Brasil S/A, Brasil
Dr. Fernando Luiz Emerenciano Viana, Banco do Nordeste do Brasil S/A, Brasil
Dr. Francisco Diniz Bezerra, Banco do Nordeste do Brasil S/A, Brasil
Dr. Leonardo Dias Lima, Banco do Nordeste do Brasil S/A, Brasil
Dr. Luciano Feijão Ximenes, Banco do Nordeste do Brasil S/A, Brasil
Dr. Luiz Fernando Gonçalves Viana, Banco do Nordeste do Brasil, Brasil
Dr. Tibério Rômulo Romão Bernardo, Banco do Nordeste do Brasil S/A, Brasil

Revisão Vernacular:

Fernanda Karine Cordeiro Lima

Projeto Gráfico:

Gustavo Bezerra Carvalho

Conselho Editorial

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

Responsabilidade e reprodução:

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

Endereço para correspondência

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

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

Revista Econômica do Nordeste, v. 55, n. 1, abr./jun., 2024 – Fortaleza: Banco do
Nordeste do Brasil, 2022.

v. 55: il.; 28 cm.

Trimestral

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

Sumários em português e inglês.

ISSN 0100-4956 (impressa)

ISSN 2357-9226 (eletrônica)

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

CDD 330

SUMÁRIO

REVISÃO DE LITERATURA

EVOLUÇÃO DA ECONOMIA REGIONAL: DA ORIGEM AOS FATOS ESTILIZADOS RECENTES

Evolution of the regional economy: from the origin to recent stylized facts 8

ARTIGOS CIENTÍFICOS

DETERMINANTES DO ACESSO A PROGRAMAS DE FINANCIAMENTO DE CRÉDITO RURAL NO BRASIL: UMA ANÁLISE A PARTIR DA PNAD 2014

Determinants of access to rural credit financing programs in Brazil: an analysis based on the 2014 PNAD 27

EXISTIU CONVERGÊNCIA DO PREÇO DA TERRA AGRÍCOLA NO BRASIL DE 1979 A 2005?

There was agricultural land price convergence in Brazil from 1979 to 2005? 47

REDUÇÃO DE HOMICÍDIOS PELOS PROGRAMAS “PACTO PELA VIDA” E “UNIDADES DE POLÍCIA PACIFICADORA” ENTRE 2008 E 2017: UMA ANÁLISE POR CONTROLE SINTÉTICO

Reduction of homicides by the “Pacto for Life” and “Unidades de Polícia Pacificadora” programs between 2008 and 2017: a synthetic control approach 68

CARACTERIZAÇÃO SOCIOECONÔMICA E ORGANIZAÇÃO SOCIAL: UMA ANÁLISE DOS AGRICULTORES FAMILIARES ORGÂNICOS NO MUNICÍPIO DE LAGOA DE ITAENGA-PERNAMBUCO - EM 2020

Socioeconomic characterization and social organization: an analysis of organic farmers in the municipality of Lagoa de Itaenga-PE - 2020 87

INSERÇÃO DAS PESSOAS COM DEFICIÊNCIA (PCD) NO MERCADO DE TRABALHO FORMAL DO PIAUÍ: UMA ANÁLISE POR SETORES, ATIVIDADES ECONÔMICAS E TIPOS (2000-2019)

Insertion of people with disabilities in the formal labor market in Piauí state (Brazil): an analysis by sectors, economic activities and types (2000-2019) 104

FEMINIZAÇÃO DA POBREZA: UMA ANÁLISE SOBRE PRIVAÇÕES EM ASPECTOS RELACIONADOS À POBREZA EM TEMPOS DE COVID-19

Feminization of poverty: an analysis of deprivations in aspects related to poverty in Covid-19 times 125

THE RELATIONSHIP BETWEEN CULTURAL CAPITAL, ECONOMIC CAPITAL, AND SOCIAL CAPITAL AND THE ATTENDANCE TO CULTURAL EVENTS: AN ANALYSIS THROUGH ORDINAL LOGISTIC REGRESSIONS

A relação entre capital cultural, capital econômico e capital social e a frequência a eventos culturais: uma análise por meio de regressões logísticas ordinais 144

IMPACTO DOS FATORES MACROECONÔMICOS SOBRE O NÚMERO DE FALÊNCIAS DAS EMPRESAS BRASILEIRAS

Impact of macroeconomic factors on the number of bankruptcy in brazilian companies 164

DETERMINANTES DA DISSEMINAÇÃO E MORTALIDADE DA COVID-19: UMA ANÁLISE EM CROSS-SECTION DOS BAIRROS DE SALVADOR

Causes of COVID-19's Dissemination and Death Toll: A Cross-Section Analysis of Salvador's Districts 184

EDITORIAL

As principais economias mundiais se veem em um cenário bastante complexo. Nos EUA, o resultado da inflação ao consumidor (CPI) deve indicar nova alta de 0,4% em abril, levando a uma ligeira desaceleração do indicador no acumulado em 12 meses, de 3,5% para 3,4%. Já o núcleo do indicador, que exclui alimentos e energia, também deve mostrar resiliência, com alta em 12 meses de 3,6% (ante+3,8%). Os preços ao produtor (PPI) também devem seguir mostrando força. O resultado do varejo, há a expectativa de alta de 0,4% em abril, enquanto a produção industrial deve ter um avanço mais modesto, de 0,1%. Para o setor imobiliário, alta em abril. Na China, para os principais indicadores de atividade do mês de abril, a expectativa é de ganho de tração da economia. O consenso de mercado projeta alta anual de 5,5% para a indústria e de 3,7% para o varejo, ambos em alta após crescimentos de 4,5% e 3,1% em março, respectivamente. Na Zona do Euro, a CPI de abril deve permanecer estável em 2,4% nos últimos 12 meses. O índice de preços deve apontar que a inflação está se aproximando da meta (2%), que deve permitir o início do ciclo de cortes dos juros em breve.

No Brasil, a autoridade monetária já reduziu a taxa básica de juros em 3,25%, de 13,75% (junho de 2023) para 10,50% (maio de 2024). O recuo não foi consenso entre os especialistas, a inflação está na meta, porém alertaram para os fatores geopolíticos mundiais e os eventos climáticos extremos. Neste contexto, o Rio Grande do Sul sofre a pior crise de sua história, graves impactos sociais e elevados prejuízos econômicos, incluindo do setor agropecuário. Por fim, outro ponto alertado pelos técnicos do

Banco Central é a incerteza quanto às políticas monetária e fiscal.

Não obstante às crises climáticas, a inflação segue pressionada pelos alimentos (0,81%), medicamentos (2,84%) e combustíveis (1,74%). Dos alimentos, ainda não contempla os impactos das enchentes no RS. Esses grupos responderam por 86% da inflação no mês. Em baixa, as passagens aéreas (-12,09%) e as tarifas de energia elétrica (-0,46%), 2,5% do varejo no 1T2024, melhor desempenho desde o 2T2021 (+3,1%).

No Nordeste, estudo do ETENE destaca que a balança comercial do agronegócio apresentou superávit de US\$ 2,16 bilhões no 1T2024, enquanto os demais setores déficit de US\$ 2,97 bilhões. A taxa de inadimplência recuou 4,12% em março e 0,19 p.p. nos últimos 12 meses. As Transferências Constitucionais (FPE + FPM) cresceram +9,6% (FPE, +9,5% e FPM, +9,8%) no 1T2024, somaram R\$ 36,4 bilhões, comparado com o 1T2023. Com arrecadação de R\$ 21,7 bilhões do ICMS no 1B2024, registrou ganho real de +12,8%, comparado com o 1B2023. Os setores mais relevantes, em participação, registraram crescimentos relevantes: Petróleo (+28,0%), Terciário (+11,6%) e setor Secundário (+7,1%).

Diante desses aspectos, é provável que o Bacen deverá observar a condução da política monetária e fiscal. Contudo, acelerar a implantação de programas de investimentos em infraestrutura, bem como no setor produtivo na esteira do desenvolvimento sustentável é fundamental para a geração de riquezas e para o bem-estar social da nação.

Boa leitura!

EDITORIAL

The main economies face a very complex scenario. In the US, consumer inflation (CPI) should indicate a new increase of 0.4% in April, leading to a slight deceleration in 12 months from 3.5% to 3.4%. The nucleus of the indicator, which excludes food and energy, should also show resilience, high in 12 months of 3.6% (before +3.8%). Producer prices (PPI) should also be pressured. The result of retail, there is an expectation of 0.4% up in April, while industrial production a more modest advance, 0.1%. For the real estate sector, high in April. In China, for the main activity indicators of April, the expectation is to warm the economy. The market projects 5.5% annual increase for industry and 3.7% for retail, both accelerating after 4.5% and 3.1% in March, respectively. In the Eurozone, the April CPI should remain stable at 2.4% in the last 12 months. The price index should indicate that inflation is approaching the target (2%), which should allow the start of the interest cut cycle soon.

In Brazil, the monetary authority has already reduced the basic interest rate by 3.25% from 13.75% (June 2023) to 10.50% (May 2024). The retreat was not a consensus among experts, inflation is on the goal, but warned of geopolitical conflicts and global extreme climate events. In this context, Rio Grande do Sul suffers the worst crisis in its history due to excessive rainfall, serious social impacts, and high economic losses, including from the agricultural sector. Finally, another point warned by the central bank technicians is the uncertainty about monetary and fiscal policies.

Notwithstanding climate crises, inflation is still pressured by food (0.81%), medicines (2.84%) and fuels (1.74%). Of the food, it still does not include the impacts of floods in RS. These groups accounted for 86% of inflation in the month. Low, airline tickets (-12.09%) and electricity rates (-0.46%), 2.5% of retail in 1T2024, better performance since 2T2021 (+3.1%).

In the Northeast, it is noteworthy that the agribusiness trade balance presented a surplus of US\$ 2.16 billion in 1T2024, while the other sectors deficit of US\$ 2.97 billion. The default rate retreated 4.12% in March and 0.19 pp in the last 12 months. Constitutional transfers (FPE +FPM) +9.6% (FPE, +9.5% and FPM, +9.8%) in 1T2024, totaled R\$ 36.4 billion compared to 1T2023. With R\$ 21.7 billion from ICMS at 1B2024, it recorded a real gain of +12.8% compared to 1B2023. The most relevant sectors, in participation, recorded relevant growths: oil (+28.0%), tertiary (+11.6%) and secondary sector (+7.1%).

Of these aspects, it is likely that Central Bank should observe the conduct of monetary and fiscal policy. However, accelerating the implementation of infrastructure investment programs, as well as in the productive sector in the wake of sustainable development is fundamental for the generation of wealth and the social welfare of the nation.

Good reading!

EVOLUÇÃO DA ECONOMIA REGIONAL: DA ORIGEM AOS FATOS ESTILIZADOS RECENTES

Evolution of the regional economy: from the origin to recent stylized facts

Denis Fernandes Alves

Economista. Doutorando em Economia pelo Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal de Pernambuco (PIMES/UFPE). Recife, PE. denis_fernandes@outlook.com

William Eufrásio Nunes Pereira

Economista. Doutor em Ciências Sociais pela Universidade Federal do Rio Grande do Norte (UFRN). Professor Associado do Departamento de Economia e do PPECO/UFRN. Natal, RN. wepereira2014@gmail.com

Francisco do O' de Lima Júnior

Economista. Doutor em Desenvolvimento Econômico pela Universidade Estadual de Campinas (IE/Unicamp). Professor Associado do Departamento de Economia e do PPGERU/URCA e do PLANDITES/UERN. Crato, CE. lima.junior@urca.br

Danyelle Mestre de Souza

Administradora. Doutoranda em Administração pelo Programa de Pós-Graduação em Administração da Universidade Federal do Rio Grande do Norte (PPGA/UFRN). Natal, RN. danyelle_dms@hotmail.com

Resumo: A Economia Regional trata de estudos que versam sobre problemáticas econômicas nas suas dimensões regionais ou locais, empregando variadas formas combinadas de investigações empíricas e/ou analíticas. O presente artigo tem como objetivo estudar os aspectos conceituais da gênese da Economia Regional que fortalecem o arcabouço teórico, as teorias de desequilíbrios regionais e a Nova Geografia Econômica, mostrando a relação entre as teorias e os fatos estilizados recentes na economia brasileira. A metodologia utilizada foi o método dissertativo-analítico, baseado em uma revisão de literatura nas principais obras da Economia Regional. Na conclusão, mostra-se que a Economia Regional, em suas diversas formas de investigar e entender o espaço, o território e a região, evidencia uma gama de complexos mecanismos indutores do crescimento econômico regional. À luz das teorias, esses efeitos podem apresentar um desempenho econômico a partir de um local caracterizado como enclave que se destaca dentre as demais localidades.

Palavras-chave: economia regional; desenvolvimento regional; desequilíbrios regionais; Nova Geografia Econômica; Teoria Econômica.

Abstract: Regional Economics has dealt with studies that deal with economic problems in their regional or local dimensions, using various combined forms of empirical and/or analytical investigations. This article aims to study the conceptual aspects of the genesis of Regional Economics that strengthen the theoretical framework, theories of regional imbalances and the New Economic Geography showing the relationship between theories and the recent stylized facts in the Brazilian economy. The methodology used was the analytical-dissertation method, based on a literature review in the main works of Regional Economy. In conclusion, it is shown that the Regional Economy in its various ways of investigating and understanding space, territory and region, shows a range of complex mechanisms that induce regional economic growth. In the light of the theories, these effects can present an economic performance from a place characterized as an enclave that stands out among other locations.

Keywords: regional economy; regional development; regional imbalances; New Economic Geography; Economic Theory.

1 INTRODUÇÃO

A Economia Regional apresentou forte desenvolvimento a partir da segunda metade do século XX, absorvendo e desenvolvendo diversas teorias tratando das disparidades socioespaciais. Conforme Breitbach (1988), nesse enfoque estão situadas, dentro do tradicional pensamento geográfico-econômico alemão, a chamada Escola Alemã – composta por autores como Lösch (1954), Christaller (1966), Von Thünen (1966) e Weber (1969) –, a Escola Francesa – com Perroux (1955) e Boudeville (1970) –, a Escola de Estocolmo, com destaque para Myrdal (1957), e a Escola Americana com Hirschman (1958) e North (1977).

Além disso, as teorias referentes aos desequilíbrios regionais também são relevantes para tratar dessas análises, como é o caso das teorias de Williamson (1965) e Hind (1984). A Economia Regional foi resgatada dos bastidores da Teoria Econômica, por meio do advento da Nova Geografia Econômica (NGE), conforme discutido por Ruiz (2003). Esta abordagem, mais empiricamente espacial, expande o escopo da discussão sobre questões sociais e econômicas, incentivando novas análises regionais, como a Econometria Espacial, também conhecida como Regional Science (Krugman, 1991; Fujita; Krugman; Venables, 1999; Puga; Venables, 1999).

De acordo com Anselin e Bera (1998), a Econometria Espacial se tornou um instrumental importante no desenvolvimento de políticas com fito de reduzir os desequilíbrios regionais e, assim, diminuir as desigualdades sociais presentes em determinadas regiões levando em conta os efeitos espaciais ou *spillovers* (Anselin, 2003; Almeida, 2012; Arbia, 2014).

Nesse contexto, o apelo teórico embasado se justifica pela necessidade de compreender e associar as teorias e as técnicas econométricas aos fatos estilizados recentes dos movimentos da economia. O procedimento metodológico adotado, para realização desta revisão de literatura, acontece por meio de um estudo bibliográfico, visando a uma discussão pontual das relações que consolidam importantes teorias da Economia Regional no seu processo evolutivo.

Assim, o presente artigo tem como objetivo estudar os aspectos conceituais da gênese da Economia Regional que fortalecem o arcabouço teórico, as teorias de desequilíbrios regionais e a Nova Geografia Econômica, mostrando a relação entre as teorias e os fatos estilizados recentes na economia brasileira, em particular a do Nordeste. Para atender a esse objetivo, dividiu-se o *paper* em seis partes, inclusas esta breve introdução e as considerações finais. Na segunda parte, busca-se traçar um panorama da Economia Regional, enfatizando sua gênese teórica. Na terceira parte, discute-se a teoria dos desequilíbrios regionais. Na sequência, abordam-se a origem da denominada Nova Geografia Econômica e sua relevância na explicação dos fatos econômicos regionais. Por fim, exsurtem as questões voltadas para a teoria e os fatos estilizados pertinentes à Economia Regional.

2 A GÊNESE DA ECONOMIA REGIONAL

Os aspectos conceituais da Economia Regional têm por característica a interdisciplinaridade dos conceitos de espaço, território e região, além de entender como isso afeta os estudos sobre desenvolvimento de um determinado território do ponto de vista econômico. Alentejano (2000, p. 10) afirma que, em termos geográficos, o espaço “é visto como geométrico, um conjunto de pontos e distâncias [...], uma noção”, como na Teoria dos Anéis Concêntricos de Von Thünen (1966), na hierarquia de lugares centrais da famosa teoria de Christaller (1966) ou, ainda, como na Teoria da Localização de Weber (1969). Tal construção difere da ideia de Breitbach (1988), quando esta enfatiza a relação entre região e espaço, concebendo a ideia de espaço como algo já dado, algo existente, equivalente à noção empírica, além da imagem de que o espaço é necessariamente social¹.

¹ De acordo com Breitbach (1988), há uma diferença entre espaço construído e espaço natural. A ideia de um “espaço construído”, isto é, produzido pelo homem, em oposição a um “espaço natural”, alheio a qualquer tipo de prática social, não tem viabilidade em nosso contexto teórico.

Já a discussão sobre território como categoria geográfica se fundamenta nas determinações dadas pelas relações de poder. Raffestin (1993) e Alentejano (2000) afirmam que, embora sejam múltiplas as definições, a ideia de território como um espaço em que o fator trabalho atua, por consequência, revela relações marcadas pelo poder². Ressalta-se que o espaço é anterior ao território, ou seja, o território se forma a partir do espaço, sob uma ação conduzida de um ator, em qualquer nível, que “territorializa” o espaço (Raffestin, 1993).

Quanto ao termo região, há duas abordagens distintas: uma enfatiza a identidade, enquanto a outra valoriza a diferença. Alentejano (2000) considera uma nova e profícua reconceituação da região e afirma que esta terá que passar necessariamente pela superação dessa falsa oposição. Um movimento relevante nessa construção é que há um debate entre dois caminhos: i) a busca de um novo conceito de região, incorporando às novas formulações do campo das Ciências Econômicas e Sociais; e ii) a busca de conceitos alternativos ao de região, entre os quais destacam-se a noção de lugar e a associação local/global via redes.

Por definição, o conceito de Economia Regional é inseparável do conceito de região, que passa a ser considerada um produto real. De início, passa-se gradualmente da noção de região natural à noção de região econômica. Assiste-se, em seguida, a uma renovação de ideias sob a inspiração dos economistas espaciais e com o impulso da NGE, visando explicar os fenômenos regionais dentro do contexto do espaço territorial. Refutam-se, assim, a regionalização e a análise regional baseadas em critérios externos. Para compreender a região, é preciso entender a realidade da região enquanto categoria do espaço (Breitbach, 1988; Benko, 1999; Alentejano, 2000).

Já no segundo caminho, Lévy (1999) define uma distinção entre local e lugar: local enquanto escala cartográfico-matemática, instrumento de análise, e lugar como concepção geográfica, no sentido de incorporar um conteúdo socioespacial específico. Além disso, ele define lugar como um espaço em que se considera, por hipótese, que as distâncias separando os diferentes fenômenos que o compõem são nulas (Lévy, 1999, p. 316). O lugar pode então ser pequeno ou grande em termos físico-cartográficos. A anulação das distâncias promovida pelo “lugar”, pode ser facilitado por meio de redes informacionais, onde mesmo que os elementos estejam fisicamente distantes, eles são considerados próximos ou conectados devido à interconexão proporcionada por essas redes (Haesbaert, 1999).

No bojo de atuações, a Ciência Regional emprega diversas formas de combinações de investigações empíricas e/ou analíticas. Isard (1956, 1972), considerado o fundador da Ciência Regional, apresenta uma definição empírica mais clara e precisa de uma abordagem mais pluridisciplinar para um objeto regional, cuja única especificidade é corresponder ao quadro de percepção de um problema social.

Segundo Pereira (2008), possivelmente devido à influência marshalliana, as teorias neoclássicas tradicionais reconheciam o papel das economias de aglomeração como fator de indução da localização das firmas, mas esse papel era sempre secundário em relação a outros indutores da localização, especialmente o custo dos transportes.

Nesse sentido, diversas são as teorias que embasam a dinâmica de desempenho econômico e as causas da sua disparidade no espaço regional. No presente trabalho, serão exploradas quatro teorias de desempenho econômico exógeno e uma teoria de desempenho econômico endógeno, uma vez que fortalecem o arcabouço teórico aqui proposto.

As teorias do desempenho econômico exógeno são: i) a Teoria dos Polos de Crescimento, proposta por François Perroux (1955); ii) a Teoria de Causação Circular Cumulativa, desenvolvida por Gunnar Myrdal (1968); iii) a Teoria de Desenvolvimento Desequilibrado, de Albert Hirschman (1958); e iv) a Teoria de Base da Exportação, elaborada por Douglas North (1977). Já a teoria re-

2 Para Raffestin (1993), o espaço é a “prisão original” e o território é a prisão que os homens constroem para si.

lacionada ao crescimento endógeno mostra fatores vocacionados internos para alcançar o desempenho econômico, assim discutida por Robert Lucas (1988) e Paul Romer (1990).

A primeira teoria, os Polos de Crescimento, fundamentada por Perroux, postula que o desempenho econômico ocorre a partir de um local caracterizado como enclave e que se destaca das demais localidades contíguas. A partir da instalação ou existência de uma indústria considerada como chave ou “motriz” em tal local, ocorre uma série de encadeamentos produtivos direcionados aos demais setores econômicos daquele conjunto mesorregional (Perroux, 1955).

Para Perroux, o surgimento ou crescimento de uma indústria desencadeia transformações que favorecem novas indústrias e a continuidade da inovação. O crescimento concentra-se em polos de desenvolvimento, variando em intensidade e impactando a economia nacional.

Destaca-se que um polo industrial complexo, aglomerado geograficamente e em crescimento, intensifica as atividades econômicas, mas também gera desajustes regionais. Perroux salienta que, numa economia nacional, o crescimento é fruto da combinação de elementos relativamente ativos (indústrias motrizes, polos industriais e atividades geograficamente aglomeradas) e elementos relativamente passivos (indústrias decadentes e regiões dependentes de polos geograficamente aglomerados), com os primeiros induzindo os segundos ao crescimento (Perroux, 1955).

Myrdal (1968) destacou que as disparidades econômicas regionais decorrem da concentração da atividade produtiva - usualmente atividades do setor secundário -, que em determinadas regiões se fortalece, causando um efeito multiplicador do crescimento econômico, ou do conceito denominado de princípio da causação circular cumulativa ou progressiva, ou princípio da cumulatividade. Isso resulta em efeitos positivos ou negativos no processo de desenvolvimento de uma determinada região.

Myrdal (1968) propõe que o equilíbrio não está relacionado diretamente à observação da vida social. Os processos sociais tendem a se apresentar sob a forma de causação circular, ou seja, reações causais em cadeia, cumulativamente tendendo à concentração. A decisão econômica tem um papel fundamental, pois inicia uma ação cujo resultado pode ser uma modificação estrutural. Myrdal considera dois efeitos importantes da decisão econômica: regressivos (*backwash effects*) ou propulsores (*spread effects*)³.

Explicitando, pode-se afirmar que os países subdesenvolvidos se caracterizam pela fraqueza dos efeitos propulsores, criando ou ampliando desigualdades inter-regionais nesses países. Caso o *spread effects* seja capaz de neutralizar o *backwash effects*, será, assim, estimulado o progresso da região; caso contrário, eles serão mantidos, causando a continuidade da disparidade econômica regional (Myrdal, 1968).

Hirschman (1961) propôs a Teoria do Crescimento Desequilibrado. A meta do desenvolvimento não seria acabar com os desequilíbrios, mas mantê-los, e, assim, seriam as tensões e os próprios desequilíbrios que induziriam o desenvolvimento por meio da sua contínua superação. Para tanto, as inversões deveriam ser induzidas para promover desenvolvimento, calculando-se os seus efeitos de transformação econômica. Tal como Myrdal, ele acreditava que existem dois tipos de cadeias de reação resultantes da inversão: os efeitos de arrasto (*backward linkage*) e os efeitos de propulsão (*forward linkage*)⁴.

Para promover transformações estruturais de forma a prover o desenvolvimento, seria necessário inserir os dois efeitos em cada caso concreto. Assim, torna-se possível planejar as decisões de inversão em função da capacidade de provocar transformações estruturais que favoreçam o desenvolvimento e a redução das disparidades no território (Hirschman, 1961). Uma das características

3 O efeito regressivo (*backwash effects*) reflete o impacto negativo do processo acumulativo em certas regiões, enquanto o efeito propulsor (*spread effects*) ocorre quando uma atividade industrial em uma região gera um efeito multiplicador em regiões próximas.

4 Segundo Gama e Baracho (2014, p. 214), os efeitos de arrasto, em consonância com o fato de toda atividade produtiva não primária criar certa demanda por insumos (matéria-prima, mão de obra, equipamentos) para abastecê-la, e os efeitos de propulsão, no fato de que uma nova atividade produtiva pode significar insumos potenciais para novas atividades e empreendimento.

mais marcantes das economias subdesenvolvidas é a ausência de interdependência e encadeamento das atividades produtivas (Gama; Baracho, 2014), o que ressalta a necessidade de intervenções direcionadas para promover uma maior conectividade econômica.

No contexto das teorias de desempenho econômico exógeno, a Teoria de Base da Exportação, de North (1977), postula que o desempenho econômico local e regional depende dos produtos exportados. Quando essa produção ocorre de forma dinâmica, com maior especialização, proporciona uma vantagem competitiva, gerando excedente econômico que impulsiona atividades não básicas locais ou regionais. A atividade básica está ligada ao mercado externo, estimulando o desempenho econômico (Schwartzman, 1977).

No caso da Teoria do Desempenho Econômico Endógeno, surgida nos anos 1980, destacam-se os fatores internos regionais que, quando integrados de modo conjunto e dinâmico, impactam o processo de desenvolvimento. Essa teoria foi difundida por Lucas (1988) e Romer (1990) como meio alternativo às críticas de modelos neoclássicos de crescimento econômico, que conjecturavam que as mudanças tecnológicas eram determinadas de forma exógena, levando à conclusão pessimista de que políticas de governo e mercado nada podiam fazer para aumentar o crescimento econômico no longo prazo⁵.

Na discussão sobre os desequilíbrios regionais, destacam-se duas teorias principais: a Teoria de Convergência do Desenvolvimento, de Williamson (1965), e a Teoria do Colonialismo Interno, de Hind (1984), abordadas na próxima seção.

3 TEORIA DOS DESEQUILÍBRIOS REGIONAIS

Compreende-se que a ausência de um vínculo econômico entre as regiões de uma nação, nos estágios iniciais de crescimento nacional, provoca aumento do hiato de desigualdade regional no território. Consequentemente, os efeitos de propagação da mudança tecnológica, social e multiplicadores de renda são minimizados, logo provocam graves problemas de desequilíbrios regionais a longo prazo no país. Isto é, uma grande parte do processo de crescimento nacional é a própria unificação econômica dos mercados regionais.

Segundo Williamson (1965, p. 7-8), “na medida em que essas ligações inter-regionais são lentas no desenvolvimento, é mais provável que o desenvolvimento nacional seja regionalizado nos estágios iniciais do crescimento”. Assim, desenvolve-se uma nação mais regionalizada que permanece exposta aos efeitos adversos da polarização do crescimento. Por exemplo, se existe uma Região Norte que possui uma área agrícola grande e produtiva em comparação com o Sul, este último será em grande parte cortado dos retornos benéficos e do desenvolvimento, em uma escala maior e mais rápida que o Norte. Esse fator ajuda a explicar os problemas da relação Norte-Sul em economias dualistas, como no Nordeste brasileiro, no Oriente da Colômbia, no Mezzogiorno da Itália e no Sul dos EUA (Alves, 2020b).

De maneira geral, essas disparidades são “temporárias” e emergem devido à falta de unificação dos mercados nas economias regionais, resultante da regionalização do desenvolvimento nos estágios iniciais. Conforme Williamson (1965), ao longo do tempo, os efeitos dos elementos que causam desigualdades regionais tenderiam a diminuir, pois todo o sistema econômico nacional buscaria o equilíbrio. Nessa fase do desenvolvimento, a convergência entre as regiões se tornaria a norma, enquanto nas fases mais avançadas, naturalmente ocorreria a tendência ao equilíbrio.

Outra tese que não deve ser desconsiderada na análise das desigualdades regionais é a do colonialismo interno. Segundo Hind (1984), essa teoria destaca a analogia das relações vigentes

5 A Teoria do Crescimento Endógeno sugere que a mudança tecnológica é uma resposta aos incentivos econômicos no mercado, que podem ser criados e/ou afetados pelas instituições do governo ou do setor privado, e que as diferenças no crescimento econômico e na qualidade de vida entre regiões desenvolvidas e em desenvolvimento referem-se à adoção da tecnologia como exógena e livremente disponível para todos.

no antigo sistema colonial com a existência de setores “colonizadores” e setores “colonizados” convivendo na mesma sociedade nacional. Algumas características da existência do colonialismo interno seriam a sujeição política, exploração econômica, dominação cultural, conflitos raciais, dentre outras. De acordo com Gama e Baracho (2014), as teorias do colonialismo interno eram aplicadas no estudo de sociedades com experiência colonial, onde as relações entre metrópole e colônia poderiam ser consideradas paralelas às relações sociais desenvolvidas internamente.

Os desequilíbrios regionais, existentes em um determinado momento, e quase sempre tomados em um contexto nacional, decorrem de vantagens econômicas e sociais produzidas historicamente, mais favoráveis a determinadas regiões do que a outras. Foi dessa forma que emergiu uma nova percepção de que o processo de crescimento e desenvolvimento de uma nação é geograficamente desigual, com inúmeros desdobramentos nos setores econômicos, sociais, culturais e políticos de um país (Silva *et al.*, 2010).

No caso brasileiro, a concepção de que as desigualdades sociais e regionais se reduziriam naturalmente com o desenvolvimento econômico não tem se mostrado tão evidente. Em países com grande dimensão territorial, como é o caso do Brasil, os desequilíbrios regionais tendem a ser mais problemáticos. Embora as influências de economistas regionais como Perroux, Myrdal e Hirschman tenham sido essenciais, o pensamento que muito colaborou com a política brasileira de desenvolvimento regional foi a Teoria do Subdesenvolvimento, da Comissão Econômica para a América Latina (CEPAL). Para o desenvolvimento de uma região em que as relações capitalistas não são plenamente desenvolvidas, o papel do Estado como principal agente fomentador e administrador do ciclo econômico foi, historicamente, muito importante e fundamental (Bercovici, 2003).

Nesse sentido, no Brasil, o período desenvolvimentista, que vai de 1930 a 1980, intensificou as ações do Estado na economia. O Estado direcionou suas ações de forma planejada na coordenação e execução de políticas econômicas, educacionais, de saúde, de meio ambiente. Foi durante essa época que os principais países subdesenvolvidos lograram significativos êxitos em suas políticas de crescimento e de desenvolvimento econômico via industrialização. No Brasil, tal industrialização se intensificou de forma concentrada no Centro-Sul, no início do século XX (Diniz, 2006; Cano, 2008). Essa concentração dificultou a reversão espontânea da distribuição desigual de renda entre as regiões. Além disso, a integração econômica não planejada agravou os desequilíbrios regionais.

Autores como Bercovici (2003), Diniz (2006), Cano (2008) e Gama e Baracho (2014) afirmam que a questão regional está diretamente ligada ao Estado brasileiro. Além de envolver aspectos concorrentes à própria forma de Estado (o Federalismo), sua resolução passa pelo poder político e pelas políticas públicas que afetam a distribuição territorial de renda no Brasil.

Assim, as desigualdades regionais devem ser entendidas como fator da política e produto político, pois são consequências tanto de ações quanto de decisões políticas, que influenciam na elaboração de um projeto nacional de desenvolvimento. Portanto, pensar a questão regional é compreender que há a necessidade de superar as disparidades produzidas e reproduzidas dentro do território. A abordagem espacial tem sido prioritária nesse sentido, mas enfrenta desafios na busca pela redução das desigualdades regionais. Almeida (2012) e Alves, André e Alves (2019) discutem essa questão.

Mais recentemente, com o advento da Nova Geografia Econômica na década de 1990, o uso do instrumental econométrico explorando os efeitos espaciais permite captar melhor a realidade de cada região e avaliar a eficiência dessas políticas.

4 A NOVA GEOGRAFIA ECONÔMICA

Até recentemente, a estatística espacial permanecia um tópico distante para os economistas regionais aplicados. Contudo, observou-se um notável aumento de estudos econômicos que exploram as relações entre variáveis observadas em diferentes países ou regiões, impulsionando o interesse na medição e modelagem estatística de variáveis espaciais, muito em virtude do avanço da chamada Nova Geografia Econômica (Krugman, 1991; Krugman; Venables, 1995; Fujita; Krugman; Venables, 1999; Puga; Venables, 1999), e do renovado interesse dos economistas em problemas relacionados ao crescimento econômico e às condições sob as quais os níveis de renda *per capita* de várias regiões tendem a convergir ao longo do tempo (Arbia, 2006; Kukenova; Monteiro, 2009).

Em 1990, segundo Ruiz (2003), a Economia Regional é resgatada dos bastidores da Teoria Econômica, por meio da Nova Geografia Econômica (NGE). Essa nova corrente foi introduzida, inicialmente, por Krugman (1991), que dá início à ideia do modelo centro-periferia, detalhado em *The Spatial Economics*, na qual Fujita, Krugman e Venables (1999), representantes da NGE, criticam os modelos dos anéis de Von Thünen, bem como da Teoria do Lugar-Central de Christaller, por suas limitações e problemas teóricos. Os autores concluem que esses modelos não apresentam uma teoria consistente sobre como os agentes se dispersam no espaço.

Para Meyrelles Filho *et al.* (2009), o alicerce fundamental da NGE é o modelo centro-periferia. Um importante resultado desse modelo é a possibilidade de divergência entre regiões, com a emergência de uma estrutura regional caracterizada por um centro industrializado e uma periferia puramente agrícola⁶. Fujita, Krugman e Venables (1999) utilizam o modelo básico sob diferentes formas para abordar diversos temas centrais na análise regional e urbana, como a emergência das hierarquias urbanas e o surgimento da cidade isolada de Von Thünen. Entretanto, subjacente a todo esse esforço analítico, existe uma mesma questão central, que é a preocupação de explicar a aglomeração das atividades econômicas em pontos bem definidos do espaço. Mais precisamente, enfatiza-se claramente a necessidade de analisar a configuração espacial das atividades econômicas como o resultado de um equilíbrio de forças contrárias (Meyrelles Filho *et al.*, 2009).

Posto isso, essa nova corrente traz grandes contribuições ao considerar que a distribuição espacial das atividades econômicas é resultado de uma interação de forças contrárias. Isso traz à tona os conceitos de forças centrípetas e centrífugas (Eberhardt; Lima, 2012). As primeiras correspondem às forças que levam à aglomeração em determinadas unidades geográficas, e as forças centrífugas correspondem às que levam à dispersão das atividades econômicas entre as unidades geográficas (Alves, 2020a).

Nesse contexto, Arbia (2006) destaca o debate sobre a União Europeia. Segundo ele, em muitos aspectos, uma das principais razões para se consolidar uma União entre países na Europa é estimulada por acordos sobre políticas econômicas que têm o objetivo de reduzir as diferenças no bem-estar social dentro do seu diversificado território, por meio da redução das disparidades entre as taxas de crescimento dos níveis de renda *per capita*. Alguns modelos teóricos foram introduzidos para formalizar a ideia de convergência regional e fornecem uma base rigorosa para testes empíricos de tal hipótese (Arbia, 2006).

Vale salientar que os modelos formalizados pela NGE incorporam as externalidades decorrentes de *spillovers* derivados da aglomeração de pessoas e/ou firmas, que fazem aumentar a produtividade dos fatores de produção. A econometria espacial foi fundamental para aplicar novos modelos, melhorando a compreensão dos fenômenos. Na análise do crescimento econômico, reintroduzindo o aspecto espacial, especialmente na economia regional, esses modelos permitiram entender os

6 Uma versão mais completa e detalhada do modelo centro-periferia pode ser encontrada em Fujita, Krugman e Venables (1999), certamente a mais detalhada e completa síntese teórica dos argumentos da NGE.

efeitos aglomerativos no crescimento. Por considerar a dependência e a heterogeneidade espacial, ela é essencial para essa análise.

Na discussão desses efeitos, Lesage (1999) afirma que os modelos econométricos tradicionais desconsideram dois problemas: i) o da dependência espacial; e ii) o da heterogeneidade espacial. Esses aspectos podem ferir suas principais hipóteses. Assim, as estimações pelos modelos econométricos tradicionais têm grandes chances de apresentar problemas, pois, segundo Justo (2014), a atividade econômica quase sempre extrapola a unidade geográfica na qual são levantadas as informações utilizadas nos modelos empíricos.

No que se refere ao primeiro problema, o da dependência ou autocorrelação espacial, este está associado à primeira Lei da Geografia. Segundo Anselin (1988), o problema surge ao se questionar o princípio de independência entre os dados coletados, ou seja, tudo está relacionado a todo o resto, e aqueles elementos que estão mais próximos no espaço têm um efeito maior do que os que estão mais distantes. Golgher (2015) ressalta que regiões próximas tendem a apresentar características semelhantes, o que pode ser explicado pela existência de externalidades ou de um equilíbrio ou adaptação de longo prazo, derivado de fatores históricos ocorridos em comum no desenvolvimento das unidades territoriais da região.

Numa análise regional pautada na construção de um modelo econométrico, quando o termo de erro do modelo de regressão apresenta dependência espacial, o pressuposto padrão de uma matriz de covariância de erro esférica não se mantém, o que resulta na perda de eficiência e invalida os pressupostos de homocedasticidade, apesar de não gerar inconsistência nos estimadores⁷. No entanto, quando a variável dependente possui uma correlação espacial, ignorar esse fator pode levar a um viés de omissão de variável, o que gera efeitos prejudiciais para a estimação e para a inferência (Anselin, 1988; Lesage, 1999; Elhorst, 2003; Almeida, 2012).

O segundo problema refere-se à heterogeneidade espacial, também conhecida como a segunda Lei da Geografia, conforme descrito por Goodchild (2004). Esse fenômeno se manifesta quando ocorre uma instabilidade estrutural entre as regiões, resultando em respostas distintas dependendo da localidade ou da escala espacial, manifestadas na forma de coeficientes variáveis ou regimes espaciais (Almeida, 2012). Portanto, é crucial considerar os aspectos espaciais ao investigar determinadas variáveis. Na econometria, essa situação ocorre quando os parâmetros variam com a unidade de dados e pode ser tratada com técnicas convencionais (Anselin, 1988; Elhorst, 2003).

É fundamental incorporar os efeitos espaciais ao utilizar modelos nos quais as variáveis possuem relevância espacial, pois, como destacado por Anselin e Bera (1998), os parâmetros se alteram, o que pode afetar a estrutura do modelo, resultando em possíveis problemas de heteroscedasticidade e erros de especificação. Assim, a Nova Geografia Econômica (NGE) emerge como uma corrente teórica robusta no campo da Economia Regional e Urbana, especialmente devido aos métodos que emprega.

De acordo com Meyrelles Filho *et al.* (2009), a análise centro-periferia tem alguns méritos, como a necessidade de integrar fatores aglomerativos e desaglomerativos num mesmo arcabouço teórico. Outra positividade é incorporar certos elementos que tradicionalmente são bastante caros para o pensamento econômico convencional, como a inter-relação entre concorrência imperfeita e retornos crescentes de escala, muito embora as economias externas marshallianas estejam aparentemente ausentes da análise.

Já para Ruiz (2003), apesar da consistência da teoria, há fragilidade, como a restrita capacidade para incorporar diversidades sociais e reproduzir fatos estilizados das estruturas urbanas. O autor destaca também que no modelo centro-periferia não existem firmas ou consumidores “individua-

7 O termo erro do modelo (também denominado de resíduo ou termo não observável) é dado pela diferença entre uma variável e seu valor estimado no referido modelo (Wooldridge, 2006, p. 36), ao passo que o fenômeno da homocedasticidade refere-se à garantia de que as variâncias dos estimadores desse termo sejam constantes, não viesando, portanto, a evolução da variável (*Op. cit.*, p. 51).

lizados". Cada região ou cidade tem uma função de produção agregada caracterizada por retornos crescentes de escala e com o número de firmas determinado pelo número de trabalhadores.

Ruiz (2003) acredita que os sistemas auto-organizáveis baseados em *Células Automatas (CA)*⁸, como o modelo de segregação espacial de Schelling (1978), seriam uma estratégia para modelar os caleidoscópios regionais e mosaicos urbanos, já que existiriam ferramentas capazes de implementar a complexa tarefa teórica proposta por aqueles que acreditam que as regiões têm dimensões regionais. A seção seguinte tem por objetivo explorar algumas evidências recentes que versam sobre a Economia Regional e Urbana em um esforço teórico e empírico de conectar teoria e realidade.

5 A ECONOMIA REGIONAL, SUAS QUESTÕES, TEORIAS E OS FATOS ESTILIZADOS RECENTES

Esta seção revisa trabalhos sobre economia regional, destacando questões sobre estrutura produtiva e desigualdades. Muitos pesquisadores utilizam o método *shift-share*, que apesar de seu caráter rudimentar, é uma técnica de análise que pretende expressar os fatores que causam as diferenças de crescimento entre as regiões. Proposto por Dunn (1960), como uma técnica de previsão para o crescimento regional (geralmente se tratando de emprego do setor industrial), o *shift-share* busca identificar se as disparidades de crescimento são devido a desempenho uniformemente melhor ou especialização em setores dinâmicos.

Segundo Brown (1971), esse método reflete apenas uma identidade construída pela adição e subtração simultânea de taxas de crescimento, as quais são combinadas para definir os componentes. Em contrapartida, Esteban-Marquillas (1972) enfatiza sua relevância na análise regional devido à simplicidade dos dados requeridos e às amplas possibilidades analíticas que oferece. Ele ampliou a decomposição padrão de dois fatores para incluir três componentes - estrutural, diferencial e de alocação⁹ - e introduziu o conceito de "emprego homotético", representando o emprego que o setor *i* da região *j* teria com a estrutura do setor idêntica à estrutura nacional.

Porém, Herzog Júnior e Olsen (1977) justificaram que seria necessário fazer algumas reformulações, pois o método apresentado por Esteban-Marquillas (1972) parecia bastante limitado. Para eles, essa técnica foi mostrada para livrar a posição competitiva de toda a influência estrutural-regional e, desse modo, resolver o problema dos efeitos entrelaçados. No entanto, a introdução do emprego homotético criou um problema relacionado, de talvez maior significado, na especificação transformada. Identificada como o problema de pesos, essa questão afeta tanto a magnitude do componente de alocação quanto seu sinal.

Herzog Júnior e Olsen (1977) analisaram o crescimento do emprego entre 1960 e 1970 em quatro efeitos que medem a mudança diferencial entre as regiões dos EUA. Provaram que essa nova técnica expande as propriedades analíticas da análise de troca por troca, mas que interpretações baseadas na implementação empírica são sensíveis à representação temporal da estrutura regional na equação troca por troca alterada.

Assim, o método tem sido aplicado em uma ampla área de estudos, contribuindo para os mais distintos objetivos acadêmicos. Esteban-Marquillas (1994) mostrou que na Europa a desigual-

8 As *Células Automatas (CA)* são um conjunto de células com uma particular organização. Uma "sociedade artificial" seria composta de células que executam tarefas diferenciadas. Cada célula teria "estados" e "regras de transição" que determinariam como ocorreria sua evolução de um período para o próximo. As células executariam suas regras independentemente, repetidas vezes, e de forma sincronizada. O estado atual de cada célula dependeria de suas regras de transição (comportamento), dos seus estados prévios e dos estados de todas as outras células do sistema em alguma região próxima. CAs seriam redes dinâmicas em que o comportamento de cada elemento dependeria, no curto prazo, do comportamento de seus vizinhos mais próximos e, ao final, do comportamento do sistema inteiro (Ruiz, 2003).

9 O primeiro componente representa a proporção do crescimento atribuível à composição específica da indústria em cada região. O segundo componente quantifica a parte do crescimento que ocorre devido ao desempenho superior da região em determinados setores (possivelmente devido a uma maior produtividade). Por fim, o terceiro componente avalia a relação entre os dois primeiros, refletindo a contribuição para o crescimento regional resultante da especialização em atividades onde a região é mais competitiva.

dade inter-regional na produtividade por trabalhador, diminuiu significativamente durante a década de 1980, mas que em 1989 ainda representava dois terços da desigualdade registrada na renda *per capita*.

Scalabrin e Alves (2002) analisaram a geração de valor das empresas brasileiras com ações em bolsa. Os autores exploraram por meio da análise pelo método *shift-share* e aplicaram para a economia da microrregião de Maringá/PR frente ao estado do Paraná, analisando, a seu tempo, os efeitos estrutural, diferencial, alocação e a Variação Líquida Total (VLT) por setores da indústria de transformação e geral.

Outros trabalhos, como o de Gonçalves Júnior e Galetto (2010), analisaram a microrregião de Maringá a partir do método estrutural-diferencial frente ao estado do Paraná. Observaram que a microrregião apresentou dinamismo principalmente nos setores de confecção de artigos do vestuário e acessórios e produção de alimentos e bebidas. Porém não apresentou esse dinamismo em setores estratégicos como fabricação de equipamentos de informática, materiais eletrônicos e veículos automotores.

Perobelli *et al.* (2016) exploraram a relevância do comércio internacional para o crescimento econômico e fizeram avaliação espacial e temporal das fontes de crescimento de *commodities* agrícolas, utilizando os métodos *shift-share* e AEDE. Os resultados destacaram a importância do Efeito Área e do Rendimento para as culturas estudadas, com variações positivas mais intensas na Região Norte e crescimento contínuo no Centro-Oeste. A análise espacial revelou a formação de clusters, evidenciando a dicotomia entre o Centro-Oeste (Alto-Alto) e o Nordeste (Baixo-Baixo) em relação ao Efeito Área.

Santos e Justo (2014) analisaram o comportamento do emprego urbano em Pernambuco, utilizando o modelo diferencial-estrutural. Os resultados obtidos pelos autores apontaram a possível retração da indústria no estado, acompanhada de crescimento expressivo das atividades comerciais e de serviços. Constatou-se ainda que a administração pública possui grande poder explicativo para a determinação dos níveis de emprego urbanos locais.

Freitas e Lima (2021) exploraram debates sobre a implementação e articulação de ações para apoiar o desenvolvimento socioeconômico regional no contexto da Política Nacional de Desenvolvimento Regional e do Programa de Promoção da Sustentabilidade de Espaços Sub-regionais. Os indicadores de Centralidade e Disparidade ofereceram insights sobre a hierarquia dos lugares em relação às áreas de mercado, destacando Cajati (SP) e Paranaguá (PR) como lugares centrais na Mesorregião Diferenciada Vale do Ribeira/Guaraqueçaba.

Associadamente a níveis diferenciados de desenvolvimento na estrutura produtiva regional, os desequilíbrios regionais passaram no Brasil por uma série de alterações nas suas próprias características. Os processos de avanço no desenvolvimento ocorreram de forma regionalizada, o que, conforme foi discutido anteriormente por Williamson (1965), permitiu uma configuração de nação mais regionalizada, permanecendo exposta aos efeitos adversos da polarização do crescimento (Perroux, 1955).

São variados os estudos sobre os desequilíbrios regionais, sejam os que tratam sobre diferenciais de rendimento, produtividade, crescimento, educacionais, sejam os que versam sobre redução dessas desigualdades como no número de miseráveis, pobres, crimes, bem como da taxa de desemprego na economia e impacto de políticas públicas. Contudo, as diferenças regionais nos níveis de produtividade do trabalho são um dos principais fatores explicativos dos altos níveis de concentração de renda no Brasil (Azzoni, 1997; Monasterio; Reis, 2008).

A desigualdade é reconhecida como um problema que impacta o crescimento e desenvolvimento em várias regiões. Castello e Domenech (2002) analisaram a desigualdade do capital humano e crescimento econômico, oferecendo novas medidas para amplo painel de 108 países entre 1960 e 2000, incluindo coeficientes de Gini e distribuição da educação por quantis. Suas conclusões principais são: i) a maioria dos países do mundo tende a reduzir a desigualdade na distribuição

de capital humano; e ii) as medidas de desigualdade do capital humano fornecem resultados mais robustos do que medidas de desigualdade de renda na estimativa das equações padrão de crescimento econômico e redução das disparidades.

Oliveira e Domingues (2005) analisaram o impacto dos Fundos Constitucionais de Financiamento do Norte e Centro-Oeste (FNO e FCO) no crescimento municipal e sua contribuição para a redução das desigualdades regionais no Brasil. Os resultados confirmaram a desigualdade regional no Brasil. Enquanto variáveis como infraestrutura, educação e saúde influenciaram significativamente o crescimento econômico, os FNO e FCO não apresentaram relação significativa com o crescimento dos municípios em que foram aplicados.

Já Monteiro Neto (2006) investigou as conexões entre a crise da intervenção estatal brasileira na última década e as desigualdades regionais. Ele analisou o papel do Estado brasileiro nas últimas três décadas e destacou que a intervenção governamental para reduzir disparidades regionais tem perdido eficácia na orientação das trajetórias de crescimento das economias locais. As taxas de expansão dos produtos regionais entre 1990 e 2002 são inferiores às da década de 1980, conhecida como "década perdida", devido em parte à desaceleração do processo de convergência dos Produtos Internos Brutos per capita regionais a partir de 1985.

O uso desse arcabouço teórico-metodológico é recorrente na investigação do problema das desigualdades regionais e sociais em várias situações no Brasil. Justo e Silveira Neto (2006) investigaram o processo de migração inter-regional no Brasil pela ótica espacial, ressaltando a importância da variável renda esperada, que é a renda ponderada pela possibilidade de conseguir emprego. E por meio do modelo de dados de painel e de uma transformação espacial das variáveis usando a distância e a população, indicaram que o controle espacial foi fundamental para apreender o efeito das variáveis sobre o fluxo migratório entre as regiões.

Perobelli, Ferreira e Faria (2007) identificaram possíveis mudanças de disparidade entre os municípios de Minas Gerais no período de 1975 a 2003. Eles utilizaram o método da AEDE, encontrando autocorrelação positiva e clusters Alto-Alto e Baixo-Baixo em todos os anos. Em seguida, aplicaram um modelo de convergência espacial para analisar as mudanças nas disparidades regionais. Os resultados revelaram aumento das disparidades de 1975 a 2003, mas diminuição de 1996 a 2003.

Monasterio e Reis (2008) ofereceram perspectivas históricas sobre as desigualdades econômicas regionais no Brasil, analisando a concentração espacial das atividades econômicas com dados sobre a distribuição da força de trabalho dos Censos de 1872 e 1920. Utilizaram a teoria da NGE, destacada como ferramenta eficaz para compreender essas desigualdades, e um modelo de painel de dados municipais para o período de 1872 a 1920. Concluíram que a redução dos custos de transporte, especialmente por meio de ferrovias, e a imigração subsidiada foram determinantes na explicação das desigualdades regionais.

Por outro lado, Maciel, Piza e Penoff (2009) realizaram uma análise da eficiência dos estados brasileiros na promoção do bem-estar durante o período de 1991 a 2000. Com o método Data Envelopment Analysis (DEA), eles mediram a eficiência relativa dos estados na geração de desenvolvimento humano e na redução das desigualdades internas. Os resultados mostraram a divisão regional entre o Centro-Sul e o Nordeste, com tendência de convergência nos níveis de Índice de Desenvolvimento Humano (IDH) entre os estados, agrupados em três subgrupos conhecidos como "clubes de convergência".

Barreto, Almeida e Lima (2010) realizaram a análise intrarregional sobre a convergência espacial do PIB *per capita* no estado do Ceará. Para isso, empregaram técnicas de econometria espacial a fim de examinar a evolução dos agrupamentos de municípios e estimar a convergência absoluta do PIB *per capita* ao longo do período estudado. Os resultados revelaram a presença de efeitos espaciais significativos, bem como a relação entre os municípios e a formação de *clusters* impor-

tantes dentro do estado. Ademais, foi constatada uma convergência absoluta do PIB *per capita*, o que implicou em redução das disparidades regionais no estado durante o período analisado.

Ribeiro e Almeida (2012) estudaram a convergência local de renda no Brasil, partindo da hipótese de convergência de renda para as regiões brasileiras. Os autores utilizaram a metodologia de Regressões Ponderadas Geograficamente (RPG) para analisar a hipótese de convergência local nas Áreas Mínimas Comparáveis (AMCs). Os principais resultados confirmaram a hipótese de múltiplos equilíbrios. Entretanto, de maneira mais sofisticada que a análise de clubes de convergência, os resultados da análise local indicaram que cada AMC converge para o seu específico estado estacionário. Contudo, a persistência da desigualdade de renda ainda é verificada entre as regiões.

Souza (2013) investigou os efeitos das desigualdades regionais sobre a desigualdade interpessoal de renda domiciliar *per capita* no Brasil, comparando com os Estados Unidos e o México. Os resultados apontaram que a maior parte da desigualdade de renda no Brasil, assim como nos Estados Unidos e no México, manifesta-se localmente, entre vizinhos, não sendo captada nem mesmo por decomposições espaciais submunicípios. Os resultados indicaram que a maior parte da desigualdade de renda manifesta-se localmente, entre vizinhos, em todos os países estudados. Apesar disso, as desigualdades regionais no Brasil e no México são mais elevadas do que nos Estados Unidos, com regiões apresentando rendas médias inferiores e desigualdades internas superiores.

Kangjuan et al. (2017) analisaram os impactos educacionais sobre o crescimento econômico em 31 províncias chinesas entre 1996 e 2010. Utilizando um modelo de painel espacial, consideraram os efeitos de transbordamento espacial no modelo de Feder e o efeito cumulativo. Os resultados revelaram autocorrelação espacial significativa nos fatores educacionais, com efeitos de transbordamento e diferenças regionais nos impactos educacionais no crescimento econômico. A educação básica foi destacada como importante, beneficiando também setores não educativos.

Por fim, nesse levantamento de algumas experiências com recurso da abordagem da NGE, o estudo de Silva (2019) investigou o padrão de migração intermunicipal no Brasil, usando o Índice de Eficácia Migratória (IEM). Os resultados mostraram que os municípios no Norte e Nordeste são os principais emissores de migrantes, enquanto o Sul e Sudeste atraem migrantes. O estudo utilizou um modelo de regressão com dados em painel de efeitos fixos com efeitos espaciais (Spatial Panel Fixed Effects SAR Model). As variáveis como PIB *per capita*, IDHM, Índice de Gini, infraestrutura, taxa de pobreza e renda esperada influenciaram significativamente as migrações intermunicipais no Brasil, com os municípios que possuem maiores níveis de PIB, melhores IDHM, menor desigualdade de renda, melhor infraestrutura, menor taxa de pobreza e maiores rendas esperadas atraindo mais migrantes.

Os estudos sobre problemáticas sociais regionais na Ciência Regional baseiam-se em teorias econômicas que combinam investigações empíricas e analíticas. Dentre as diversas formas de investimento visando à redução das desigualdades regionais, o papel do custo de transporte na definição de realocação industrial é fundamental para um processo de desenvolvimento local. Investimentos em infraestrutura de transporte, como rodovias, podem promover o crescimento econômico em nível regional e nacional, reduzindo custos para as empresas e ampliando oportunidades econômicas (Haddad, 2006). Essas melhorias também podem aumentar as vantagens competitivas regionais, permitindo a expansão dos mercados das empresas e o acesso a uma variedade mais ampla de insumos (Haddad, 2006; Weisbrod; Treyz, 1998).

No contexto brasileiro, o aumento da integração dos mercados nacionais e inter-regionais tem ampliado os efeitos das economias de escala, tornando cada vez mais atrativo o investimento em regiões além do Sul e Sudeste, evitando assim a reconcentração espacial. Como observado por Brandão (2019), os efeitos aglomerativos do Sul-Sudeste são notáveis e desempenham um papel crucial na tomada de decisão do setor privado em investir capital. No entanto, outras regiões, como o Nordeste, desfrutam de vantagens em termos de custos de transporte, especialmente dada

sua proximidade com a Europa e outros continentes. Ainda assim, as regiões-polos, conforme conceituadas por Perroux, tendem a favorecer processos de concentração no Brasil.

Diniz *et al.* (1993) consideraram o Brasil como um caso de desenvolvimento poligonal, em que um limitado número de novos polos de crescimento ou regiões têm capturado a maior parte das novas atividades econômicas. O resultado está longe de ser uma verdadeira desconcentração, especialmente porque os novos centros estão no próprio estado de São Paulo ou relativamente próximos dele. Essa região, que inclui São Paulo, poderia ser caracterizada como o polígono Belo Horizonte - Uberlândia - Londrina - Maringá - Porto Alegre - Florianópolis - São José dos Campos - Belo Horizonte.

Um elemento fundamental a ser levado em conta é a correlação espacial entre as regiões: mudanças econômicas em uma determinada localidade resultam em potenciais efeitos sobre outras regiões. Essa constatação é de grande importância para a avaliação dos impactos de políticas de transporte sobre as regiões de um país, tendo em mente as relações de complementaridade e competição entre os espaços econômicos relevantes (Haddad, 2006).

Em contexto pós-desenvolvimentista, o papel do Estado é crucial. Ele pode estimular a economia através de investimentos em infraestrutura setorial e incentivar o setor privado a investir, maximizando os efeitos de fluência identificados por Hirschman (1958). Para esse autor, os investimentos devem ser direcionados para áreas com dinamismo econômico, justificando a concentração em algumas regiões e suas capitais. Compreender como os efeitos dos polos de crescimento se transmitem para áreas periféricas é essencial, especialmente na região Nordeste, onde a disparidade intrarregional é mais pronunciada e há áreas de extrema pobreza, como destacado por Ribeiro (2015).

Com base nos estudos de Solow (1956) e Romer (1990), pode-se dizer que o progresso tecnológico é o principal motor do crescimento sustentável de longo prazo. Além disso, a tecnologia se mostra como o mais importante canal de transmissão desse crescimento dos polos para regiões periféricas (Ribeiro, 2015).

A criação de polos de crescimento implica o desenvolvimento de instituições que promovam o suporte e a viabilidade do crescimento do polo, gerando eficiência na organização das atividades econômicas, sociais e políticas. Esses desenvolvimentos institucionais servem como modelos para economias periféricas, incentivando sua replicação. Além disso, polos com um desenvolvimento institucional mais avançado, que mantenham relações comerciais ou investimentos com economias periféricas, tendem a estabelecer instituições similares nessas regiões (Ogunleye, 2013; Ribeiro, 2015).

6 CONCLUSÕES

Surgida na Europa no século XIX, a Economia Regional desenvolveu-se rapidamente a partir da segunda metade do século XX. As contribuições de autores americanos acentuaram não somente a disseminação, mas também a complexidade teórica da Economia Regional. Essas contribuições, em grande parte, afastaram-na do *mainstream* econômico neoclássico, enriquecendo e ampliando o escopo da nova disciplina, ou nova ciência, como consideram alguns autores.

O presente artigo buscou fazer um resgate das principais correntes que exploram as problemáticas da Economia Regional e seus desdobramentos, traçando uma construção das principais contribuições. A motivação dessa construção decorre da expansão das investigações nesse campo, com recurso cada vez maior à sua diversidade teórico-metodológica para interpretar fenômenos como a desigualdade econômica regional. Numa contextualização mais ampla, historicizando as primeiras sistematizações, explorou-se o conjunto de correntes agrupadas em dois eixos: o primeiro, de fator dinâmico de análise mais exógeno, e o segundo destacando interpretações com foco em categorias de análise mais endógena.

Dessa forma, exploraram-se inicialmente o conceito de polos de crescimento do pensamento de Perroux (1955), o movimento de causação circular cumulativa e as desigualdades regionais apresentadas por Myrdal (1968), os desequilíbrios decorrentes de diferenciações no desenvolvimento atestados por Hirschman (1958) e a abordagem centrada na inserção regional nos mercados externos pelas exportações defendida por North (1977).

Em seguida, foram descritas fundamentações mais endógenas envolvendo atributos como educação e tecnologia e seus impactos na dinâmica nos fatores de produção, impactando distintos graus de produtividade. Nessa filiação, os pensamentos de Lucas (1988) e Romer (1990) foram referência. Na sequência, o recurso aos estudos da denominada *Regional Science* e organizados sob a denominação da Nova Geografia Econômica foi apresentado, juntamente com o relato de uma ampla base de interpretações e estudos brasileiros versando sobre a regionalização de elementos e aspectos econômicos, bem como suas disparidades. Seu manuseio em trabalhos contemporâneos tem sido intenso, com abordagens teórico-metodológicas mais quantitativas para interpretar os fenômenos em questão.

A Economia Regional, em suas diversas formas de investigar e entender o espaço, o território e a região, evidencia uma gama de complexos mecanismos indutores do crescimento econômico regional. À luz das teorias, esses efeitos podem apresentar um desempenho econômico a partir de um local caracterizado como enclave, que se destaca dentre as demais localidades. Além disso, poderá haver uma canalização dos recursos para essas regiões como os denominados efeitos propulsores. Outro ponto relevante a destacar é que se determinadas regiões gerarem maior especialização em seu setor produtivo, fornecerão, assim, maior vantagem competitiva frente às demais.

Com base nesses aspectos, observaram-se os estudos cada vez mais frequentes dos problemas do desenvolvimento em seus aspectos regionais, bem como a possibilidade integrativa das diversas abordagens. O desenvolvimento paulatino de distintas contribuições permite a regularidade no uso de ferramentas cada vez mais eficientes para interpretação da realidade, apontando para a elaboração de distintas políticas para superação de estrangulamentos, apontada por essas mesmas contribuições.

REFERÊNCIAS

ALBUQUERQUE, J. J. L.; PINHEIRO, A. A. P. Análise do desempenho agrícola de duas microrregiões do sertão central (Ceará), através do modelo estrutural diferencial. **Ciência Agrônômica**, v. 10, n. 1, p. 99-101, 1980. Disponível em: <https://bit.ly/341071G>. Acesso em: 29 dez. 2021.

ALENTEJANO, P. R. R. **Espaço, território e região: uma tentativa de conceituação**. Texto para discussão – Programa de Pós-Graduação em Economia da UFF. 2000. Disponível em: <https://bit.ly/2UIPuiX>. Acesso em: 29 dez. 2021.

ALMEIDA, E. **Econometria Espacial Aplicada**. Campinas, São Paulo: Alínea, 2012.

ALVES, D. F. **Estrutura produtiva e desigualdade intermunicipal de renda no Brasil: uma abordagem regional**. 2020. 204f. 2020a. Dissertação (Mestrado em Economia) – Centro de Ciências Sociais Aplicadas, Universidade Federal do Rio Grande do Norte, Natal.

ALVES, D. F. Teoria dos desequilíbrios regionais e a hipótese de convergência do desenvolvimento para as regiões brasileiras. **Revista Estudo Debate**, v. 27, n. 4, 2020b.

ALVES, D. F.; ANDRÉ, D. M.; ALVES, J. S. Desigualdades, crescimento econômico e estrutura produtiva: uma análise fatorial e espacial dos municípios cearenses. *In: Encontro de Economia do Ceará em Debate*, 15, 2019, Fortaleza/CE. **Anais...** Fortaleza/CE: IPECE, 2019. Disponível em: <https://bit.ly/2WR3qu1>. Acesso em: 29 dez. 2021.

ANSELIN, L. **Spatial econometrics: methods and models**. Boston: Kluwer Academic, 1988.

ANSELIN, L. Spatial externalities, spatial multipliers, and spatial econometrics. **International Regional Science Review**, v. 26, n. 2, p. 153-166, 2003. Disponível em: <https://bit.ly/2UsdqZi>. Acesso em: 29 dez. 2021.

ANSELIN, L.; BERA, A. K. **Handbook of applied economic statistics**. New York: Marcel Dekker, 1998.

ARBIA, G. **Spatial econometrics: statistical foundations and applications to regional convergence**. New York: Springer, 2006. Disponível em: <https://bit.ly/2UrhokG>. Acesso em: 29 dez. 2021.

ARBIA, G. **A primer for spatial econometrics: with applications in R**. United Kingdom: Palgrave Macmillan, 2014.

BARRETO, R. C. S.; ALMEIDA, E. S.; LIMA, J. E. Convergência espacial do PIB *per capita* no estado do Ceará. **Revista de Economia**, v. 36, n. 3, 2010. Disponível em: <https://bit.ly/2JjVqK2>. Acesso em: 29 dez. 2021.

BENKO, G. **A ciência regional**. Oeiras: Celta Editora, 1999.

BERCOVICI, G. **Desigualdades regionais, Estado e Constituição**. 1. ed. São Paulo: Max Limonad, 2003.

BOUDEVILLE, J.R. **Les espaces économiques**. Paris: Press Universitaires de France, 1970.

BRANDÃO, C. A. **Dinâmicas e transformações territoriais recentes: o papel da PNDR e das políticas públicas não regionais com impacto territorial**. Ipea – Texto para Discussão, n. 2460. 2019. Disponível em: <https://bit.ly/3aCWdla>. Acesso em: 29 dez. 2021.

BREITBACH, A. C. M. Estudo sobre o conceito de região. **Ensaio FEE**, v. 8, n. 13, 1988.

CANO, W. **Desconcentração produtiva regional do Brasil – 1970-2005**. São Paulo: Editora UNESP, 2008.

CHRISTALLER, W. **Central Places in Southern Germany**. New Jersey: Prentice-Hall, 1966.

DINIZ, C. C. A busca de um projeto de nação: O papel do território e das políticas regionais e urbanas. **Revista de Economia**, v. 7, n. 4, p. 1-18, 2006. Disponível em: <https://bit.ly/3byZoKQ>. Acesso em: 29 dez. 2021.

DINIZ, C. C. *et al.* Desenvolvimento poligonal no Brasil: nem desconcentração, nem contínua polarização. **Nova Economia**, v. 3, n. 1, p. 35-64, 1993. Disponível em: <https://bit.ly/2wJrAvR>. Acesso em: 29 dez. 2021.

DUNN, E. S. A statistical and analytical technique for regional analysis. **Papers in Regional Science**, v. 6, n. 1, p. 97-112, 1960. Disponível em: <https://bit.ly/2wJS9RE>. Acesso em: 29 dez. 2021.

EBERHARDT, P. H.de C; LIMA, J. F. Evolução e estágio do desenvolvimento regional: o caso das regiões do Paraná. **DRd-Desenvolvimento Regional em debate**, v. 2, n. 1, p. 189-203, 2012.

- ELHORST, J. P. Specification and estimation of spatial panel data models. **International Regional Science Review**, v. 26, n. 3, p. 244-268, 2003. Disponível em: <https://bit.ly/39mU1Nj>. Acesso em: 29 dez. 2021.
- ESTEBAN-MARQUILLAS, J. M. Shift-and share analysis revisited. **Regional and Urban Economics**, v. 2, p. 249-261, 1972. Disponível em: <https://bit.ly/3aufZ2e>. Acesso em: 29 dez. 2021.
- ESTEBAN-MARQUILLAS, J. M. **La desigualdad interregional en Europa y en España: descripción y análisis en: Crecimiento y convergencia regional en España y Europa**. Bellaterra, Barcelona: Campus UAB, 1994.
- FUJITA, M.; KRUGMAN, P.; VENABLES, A. J. **Spatial Economy – Cities, Regions and International Trade**. Cambridge, Massachusetts, London, England: The MIT Press, 1999.
- FREITAS, L. B. A.; LIMA, J. F. de. Centralidade e Desenvolvimento na Mesorregião Diferenciada Vale Do Ribeira/Guaraqueçaba. **Mercator (Fortaleza)**, v. 20, 2021.
- GAMA, M.; BARACHO, H. A formação da desigualdade regional, suas premissas e a questão do nordeste brasileiro. **Direito e Desenvolvimento**, v. 5, n. 10, p. 235-254, 2014. Disponível em: <https://bit.ly/3dBeotr>. Acesso em: 29 dez. 2021.
- GOLGHER, A. B. **Introdução à econometria espacial**. Jundiaí: Paco Editorial, 2015.
- GONÇALVES JÚNIOR, C. A.; GALETE, R. A. O método estrutural-diferencial: aplicação da adaptação de Herzog e Olsen para a microrregião de Maringá frente à economia paranaense 1994/2008. **Informe Gepec**, v. 14, n. 2, p. 149-165, 2010. Disponível em: <https://bit.ly/3bxGVhS>. Acesso em: 29 dez. 2021.
- HADDAD, E. A. **Transporte, eficiência e desigualdade regional: avaliação com um modelo CGE para o Brasil**. Brasília: IPEA, 2006. Disponível em: <https://bit.ly/2UrPISk>. Acesso em: 29 dez. 2021.
- HAESBAERT, R. Região, diversidade territorial e globalização. **GEOgraphia**, v. 1, n. 1, p. 15-39, 1999.
- HERZOG JÚNIOR, H. W.; OLSEN, R. J. Shift-share analysis revisited: The allocation effect and the stability of regional structure. **Journal of Regional Science**, v. 17, n. 3, p. 441-454, 1977. Disponível em: <https://bit.ly/33X8Gh9>. Acesso em: 29 dez. 2021.
- HIND, R. J. The internal colonial concept. **Comparative Studies in Society and History**, v. 26, p. 543-568, 1984. Disponível em: <https://bit.ly/3bEcZkl>. Acesso em: 29 dez. 2021.
- HIRSCHMAN, A. O. **The strategy of economic development**. Yale: Yale University, 1958.
- HIRSCHMAN, A. O. **Estratégia do Desenvolvimento Econômico**. Rio de Janeiro: Fundo de Cultura, 1961.
- ISARD, W. **Location and space economy**. New York: MIT - John Wiley & Sons, 1956.
- ISARD, W. **Méthodes d'analyse régionale**. Paris: Dunod, 1972.
- JUSTO, W. R. Crescimento econômico dos municípios baianos de 2000 a 2010 à luz da nova geografia econômica e da econometria espacial. *In: Encontro Pernambucano de Economia*, 3, 2014, Recife/PE. **Anais...**, 2014.

- KANGJUAN, L. V. *et al.* Impacts of educational factors on economic growth in regions of China: a spatial econometric approach. **Technological and Economic Development of Economy**, v. 23, n. 6, p. 827-847, 2017. Disponível em: <https://bit.ly/3dBO96n>. Acesso em: 29 dez. 2021.
- KRUGMAN, P. R. **Geography and Trade**. Cambridge, Massachusetts: Leuven University Press and The MIT Press, 1991.
- KRUGMAN, P.; VENABLES, A. J. Globalization and the inequality of nations. **Quarterly Journal of Economics**, v. 11, p. 857-880, 1995. Disponível em: <https://bit.ly/39u9Pho>. Acesso em: 29 dez. 2021.
- KUKENOVA, M.; MONTEIRO, J. A. Spatial dynamic panel model and system GMM: a monte carlo investigation. **IRENE Working Papers 09-01**, IRENE Institute of Economic Research, 2009.
- LESAGE, J. **The theory and practice of spatial econometrics**. Toledo: University of Toledo, 1999.
- LÖSCH, A. **The Economics of Location**. New Haven: Yale University Press, 1954.
- LUCAS, R. E. J. On the mechanics of development planning. **Journal of Monetary Economics**, v. 22, n. 1, p. 3-42, 1988. Disponível em: <https://bit.ly/39unt46>. Acesso em: 29 dez. 2021.
- MACIEL, V. F.; PIZA, C. C. de. T.; PENOFF, R. N. Desigualdades regionais e bem-estar no Brasil: quão eficiente tem sido a atividade tributária dos estados para a sociedade? **Planejamento e Políticas Públicas**, v. 33, 2009. Disponível em: <https://bit.ly/2wzHgSt>. Acesso em: 29 dez. 2021.
- MEYRELLES FILHO, S. F. *et al.* **A localização segundo o modelo centro-periferia**: Elementos da nova geografia econômica. Texto para discussão – Curso de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Goiás-FACE. 2009. Disponível em: <https://bit.ly/2X5P35f>. Acesso em: 04 dez. 2021.
- MONASTERIO, L.; REIS, E. **Mudanças na concentração espacial das ocupações nas atividades manufatureiras no Brasil: 1872-1920**. Ipea – Texto para Discussão, n. 1361. 2008. Disponível em: <https://bit.ly/2QPWnxJ>. Acesso em: 29 dez. 2021.
- MYRDAL, G. **Economic theory and under-developed regions**. Washington, D. C.: International Bank for Reconstruction and Development, 1957.
- MYRDAL, G. **Teoria Econômica e Regiões Subdesenvolvidas**. 2. ed. Rio de Janeiro: SAGA, 1968.
- NORTH, D. C. Teoria da Localização e Crescimento Econômico. In: SCHWARTZMAN, J. **Economia Regional**: textos escolhidos. Belo Horizonte: UFMG, p. 291-313, 1977
- OGUNLEYE, E. K. Structural transformation in Sub-Saharan Africa: the regional growth poles strategy. In: OECD et al. **African Economic Outlook 2013**: Structural Transformation and Natural Resources. Paris: OECD Publishing, 2013.
- PEREIRA, W. E. N. **Reestruturação do setor industrial de Campina Grande-PB a partir dos anos 1990**. Tese (Doutorado) – Programa de Pós-Graduação em Ciências Sociais, Universidade Federal do Rio Grande do Norte, 2008. Disponível em: <https://bit.ly/2WUAhOz>. Acesso em: 29 dez. 2021.

- PEROBELLI, F. S.; FERREIRA, P. G. C.; FARIA, W. R. Análise de convergência espacial no estado de Minas Gerais: 1975-2003. **Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos**, v. 1, n. 1, 2007. Disponível em: <https://bit.ly/2UpqrT5>. Acesso em: 29 dez. 2021.
- PEROBELLI, F. S. *et al.* Avaliação espacial das fontes de crescimento de um conjunto de commodities agrícolas brasileiras exportáveis entre 2003-2013. **Revista de Economia e Agronegócio**, v. 14, n. 3, 2016. Disponível em: <https://bit.ly/2wCmHou>. Acesso em: 29 dez. 2021.
- PERROUX, F. Notes sur la notion de pôle de croissance. **Economie appliquée**, n. 8, p. 307-322, 1955. Disponível em: <https://bit.ly/33SLWPh>. Acesso em: 29 dez. 2021.
- PUGA, D.; VENABLES, A. J. Agglomeration and economic development. **Economic Journal**, v. 109, n. 455, p. 292-311, 1999. Disponível em: <https://bit.ly/2JINCrp>. Acesso em: 29 dez. 2021.
- RAFFESTIN, C. **Por uma geografia do poder**. Tradução: Maria Cecília França. São Paulo: Ática, 1993.
- RIBEIRO, L. C. S. **Investimentos estruturantes e desigualdades regionais na Região Nordeste**. Tese (Doutorado) – Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional (CEDEPLAR), Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG). Belo Horizonte/MG. 205p., 2015. Disponível em: <https://bit.ly/2Ur4FPa>. Acesso em: 29 dez. 2021.
- RIBEIRO, E. C. B. A.; ALMEIDA, E. S. Convergência local de renda no Brasil. **Economia Aplicada**, v. 16, n. 3, p. 399-420, 2012. Disponível em: <https://bit.ly/2WOwX7x>. Acesso em: 29 dez. 2021.
- ROMER, P. M. Endogenous technological change. **The journal of Political Economy**, v. 98, n. 5, p. 71-102, 1990. Disponível em: <https://bit.ly/2wACzb6>. Acesso em: 29 dez. 2021.
- RUIZ, R. M. **A nova geografia econômica: um barco com a lanterna na popa**. Belo Horizonte: UFMG/Cedeplar – Textos para Discussão. 2003. Disponível em: <https://bit.ly/2JosEb6>. Acesso em: 29 dez. 2021.
- SANTOS, M. **O Espaço Dividido: os dois circuitos da economia urbana nos países subdesenvolvidos**. São Paulo: Editora da USP, 2008.
- SANTOS, J. M.; JUSTO, W. R. Avaliação do perfil do emprego urbano no estado do Ceará: 1990-2010. **RDE-Revista de Desenvolvimento Econômico**, v. 16, n. 29, 2014. Disponível em: <https://bit.ly/2WPFrv9>. Acesso em: 29 dez. 2021.
- SOLOW, R. M. A contribution to the theory of economic growth. **Quarterly Journal of Economics**, v. 70, n. 1, p. 659-694, 1956. Disponível em: <https://bit.ly/2JppSIW>. Acesso em: 29 dez. 2021.
- SOUZA, P. H. G. F. de **Os efeitos das desigualdades regionais sobre a desigualdade interpessoal de renda no Brasil, nos Estados Unidos e no México**. IPEA – Texto para Discussão. 2013. Disponível em: <https://bit.ly/3asm0wz>. Acesso em: 29 dez. 2021.
- SILVA, C. **Migração intermunicipal no Brasil: evidências para as décadas de 2000 e 2010**. Dissertação (Mestrado) – Programa de Pós-Graduação em Economia, Universidade Federal do Rio Grande do Norte - UFRN, Natal/RN, 2019. Disponível em: <https://bit.ly/3dDQJZy>. Acesso em: 29 dez. 2021.

SILVA, B. M. *et al.* Desequilíbrios regionais no Brasil e a hipótese da convergência do desenvolvimento. **RDE - Revista de Desenvolvimento Econômico**, v. 12, n. 22, p. 5-22, 2010. Disponível em: <https://bit.ly/3arN4fq>. Acesso em: 29 dez. 2021.

SCALABRIN, I.; ALVES, T. W. Análise da geração de valor das empresas brasileiras, com ações em bolsa, de 1996 a 2000, utilizando o método estrutural-diferencial. **UnB Contábil**, v. 5, n. 1, 2002. Disponível em: <https://bit.ly/33U3L0s>. Acesso em: 29 dez. 2021.

SCHELLING, T. C. **Micromotives and Macrobehaviors**. New York: W.W. Norton & Company, 1978.

SCHWARTZMAN, S. **Economia Regional: textos escolhidos**. Belo Horizonte: CEDEPLAR/UMFG, 1977.

VON THÜNEN, J. H. **The isolated state**. Oxford: Pergamon Press, 1966.

WEBER, A. **Theory of the location of industries**. Chicago: Chicago University, 1969.

WEISBROD, G.; TREYZ, F. Productivity and accessibility: bridging project-specific and macroeconomic analysis of transportation investments. **Journal of Transportation and Statistics**, p. 65-79, 1998. Disponível em: <https://bit.ly/2QW6PUK>. Acesso em: 29 dez. 2021.

WILLIAMSON, J. G. Regional inequality and the process of national development: a description of the patterns. **Economic development and cultural change**, v. 13, n. 4, p. 1-84, 1965. Part 2. Disponível em: <https://bit.ly/3byU6is>. Acesso em: 29 dez. 2021.

WOOLDRIDGE, J. **Introdução à Econometria: uma abordagem moderna**. São Paulo: Thompson Editora, 2006.

DETERMINANTES DO ACESSO A PROGRAMAS DE FINANCIAMENTO DE CRÉDITO RURAL NO BRASIL: UMA ANÁLISE A PARTIR DA PNAD 2014¹

Determinants of access to rural credit financing programs in Brazil: an analysis based on the 2014 PNAD

Bruno de Souza Machado

Economista. Mestre em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Viçosa (UFV). Doutorando em Economia Aplicada - UFV. Av. Purdue, s/nº, Campus Universitário, Edifício Edson Potsch Magalhães, Prédio Anexo, CEP 36570-900, Viçosa – MG. bruno.machado@ufv.br

Mateus de Carvalho Reis Neves

Gestor de Cooperativas. Doutor em Economia Aplicada - UFV. Professor do Departamento de Economia Rural da UFV. Av. Purdue, s/nº, Campus Universitário, Edifício Edson Potsch Magalhães, Prédio Anexo, CEP 36570-900, Viçosa – MG. (31) 3612-4342. mateus.neves@ufv.br

Leonardo Bornacki de Mattos

Economista. Doutor em Economia Aplicada - UFV. Professor Associado do Departamento de Economia Rural da UFV. Av. Purdue, s/nº, Campus Universitário, Edifício Edson Potsch Magalhães, Prédio Anexo, CEP 36570-900, Viçosa – MG. (31) 3612-4329. lbnattos@ufv.br

Resumo: O presente artigo avaliou as características observáveis, tanto do produtor quanto do empreendimento agrícola, que contribuíram para o acesso a algum programa de financiamento de crédito, seja via Programa Nacional de Fortalecimento da Agricultura Familiar (Pronaf), seja via outro programa, e em relação ao não acesso. A Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2014 foi a fonte dos dados. O estudo estimou um modelo *logit* multinomial. Os resultados indicaram que ser alfabetizado, ter recebido assistência técnica, ser proprietário do empreendimento e ter comercializado a produção com cooperativa são fatores que aumentaram as chances de acesso a algum programa. Na análise entre os programas, os resultados identificaram algumas diferenças entre o acesso ao Pronaf e a outro programa, como a forma de ocupação na atividade agrícola e o nível de renda. Por fim, foi observado que o fato de ser homem e residir na zona rural aumentou as chances de o produtor acessar o Pronaf.

Palavras-chave: crédito rural; Pronaf; PNAD; *logit* multinomial.

Abstract: This article evaluated the observable characteristics of both the producer and the agricultural enterprise, which corroborated access to any credit financing program, either via the National Program for Strengthening Family Farming (Pronaf) or via another program, and in relation to not access. The National Household Sample Survey (PNAD) of 2014 was the source of the data. The study estimated a multinomial logit model. The results indicated that being literate, having received technical assistance, owner of the venture and marketed production with cooperative increased chances of access to a credit program. In the analysis between the programs, the results identified some differences between access to Pronaf and another program, such as the form of occupation in agricultural activity and the income level. Finally, it was observed that being a man and residing in the countryside increased the chances of the producer to access Pronaf.

Keywords: rural credit; Pronaf; PNAD; multinomial logit.

¹ Os autores agradecem o apoio financeiro do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq).

1 INTRODUÇÃO

O setor agrícola representa um importante mercado para várias economias globais, como Brasil e Estados Unidos da América. Desse modo, o crédito rural desempenha um papel essencial nesse setor, impulsionando a modernização e a incorporação de tecnologias agrícolas avançadas, por exemplo. A forma como o crédito rural é oferecido varia entre os países, destacando-se a significativa participação governamental no Brasil durante as décadas de 1960 e 1970, com efeitos na expansão agrícola e aumento da produtividade.

A concentração do acesso ao crédito rural por grandes produtores, principalmente no Centro-Sul do Brasil, foi uma característica marcante dessa política agrícola por anos. A criação do Programa Nacional de Fortalecimento da Agricultura Familiar (Pronaf), em 1996, foi uma tentativa de reduzir essas disparidades. Apesar dos avanços, a concentração do crédito ainda persiste, especialmente no Sul e Sudeste do País, evidenciando desafios como assimetria de informação e diferenças socioeconômicas regionais.

Como forma de contribuir com a literatura acerca do crédito rural e com a análise da concentração do acesso a esse financiamento no Brasil, o presente estudo valeu-se da pesquisa suplementar da Pesquisa Nacional de Amostra por Domicílios (PNAD) de 2014, do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Naquele ano, a base de microdados abordou o acesso a programas de financiamento de crédito rural no Brasil, trazendo consigo tanto características do produtor quanto do empreendimento agrícola.

Nesse sentido, o objetivo da pesquisa foi investigar as características observáveis, tanto do produtor quanto do empreendimento agrícola, que contribuíram para o acesso ao crédito rural no Brasil. Para tanto, analisou-se os determinantes do acesso ao crédito, via Pronaf e do acesso via outros programas de crédito, por produtores rurais, em comparação àqueles que não obtiveram crédito rural, tendo o *logit* multinomial como método econométrico.

2 O CRÉDITO RURAL NO CONTEXTO BRASILEIRO

2.1 Histórico e evolução

A política de crédito rural brasileira passou por grandes mudanças desde a criação do Sistema Nacional de Crédito Rural (SNCR), em 1965, órgão responsável pela sua condução. O crédito rural pode ser considerado como o provimento de recursos por instituições financeiras vinculadas ao SNCR, que realiza o financiamento de acordo com as finalidades² e as condições previstas pelo Manual de Crédito Rural (MCR) do Banco Central do Brasil (Bacen).

Durante as décadas de 1960 e 1970, a abrangência do crédito rural aumentou significativamente via atuação do governo (Ramos; Martha Junior, 2010). Com a crise macroeconômica na década de 1980, o governo reduziu a sua ação no mercado de crédito rural, o que gerou queda dos números do financiamento (Búrigo *et al.*, 2021).

A década de 1990 foi marcada pela reestruturação da economia brasileira, com mudanças na política econômica, como a abertura comercial (Wedekin *et al.*, 2019). Na segunda metade da década ficaram explícitos os critérios mais rígidos para o acesso ao crédito, em que ocorreu uma pulverização do crédito subsidiado e uma elevação das formas alternativas para se obter financiamento, dada a carência de recursos a taxas preferenciais (Ramos; Martha Júnior (2010).

2 Finalidades: (1) custeio, voltado para as despesas ligadas ao ciclo produtivo; (2) investimento, direcionado à compra de serviços e bens ligados à produção de longa duração; (3) comercialização, relacionada à compra e venda da produção; e (4) industrialização, relativa à industrialização dos produtos agropecuários

Silvestrini e Lima (2011) observaram que uma das consequências desse período foi o endividamento dos produtores com o Banco do Brasil, principal instituição de financiamento do crédito rural, que quase colapsou em 1995. No ano seguinte foi criado o Programa Nacional de Fortalecimento da Agricultura Familiar (Pronaf), com o intuito de diminuir a disparidade do acesso ao crédito rural no Brasil (Mattei, 2014).

O crédito via Pronaf se tornou ao longo dos anos um importante instrumento para o desenvolvimento e a inserção dos agricultores familiares no cenário produtivo nacional (Mattei, 2014; Santana; Santos; Freitas, 2019). A agricultura familiar deixou de ser vista, de forma exclusiva, como um percentual da população da zona rural cuja produção é direcionada apenas para o consumo próprio da família e da comunidade a que ela pertence (Cruz *et al.*, 2021).

Xavier e Penha (2020) apresentam uma análise comparativa entre os produtores que acessaram o crédito rural via Pronaf e os que o acessaram via outros programas no período 1999-2017 e relataram que o volume em reais dos contratos de crédito via não Pronaf foi seis vezes maior, na média dos anos, do que os via Pronaf. Apesar disso, os autores constataram que o número médio de contratos via Pronaf no período foi quase duas vezes maior do que o número médio dos contratos via outros programas. Inclusive, eles destacaram que a partir de 2013 o número de contratos teve quedas consecutivas, independente do programa de financiamento.

Búrigo *et al.* (2021) apresentam os montantes³ aplicados pelo SNCR, em R\$ bilhões, para o período de 1970-2014, com dados do Bacen. Os autores observaram que o ano de 1970 foi marcado por uma aplicação governamental de pouco mais de R\$ 40 bilhões de crédito, com trajetória crescente até 1976, quando passou dos R\$ 160 bilhões. O maior valor do período observado foi em 1979, cerca de R\$ 180 bilhões. Com o início da década de 1980, os valores aplicados sofreram quedas até 1984, quando alcançaram cerca de R\$ 60 bilhões. O menor valor foi visto em 1996, com pouco mais de R\$ 20 bilhões, enquanto os anos posteriores apresentaram uma trajetória ascendente, com destaque para 2014, com cerca de R\$ 160 bilhões aplicados.

A Tabela 1 aborda a distribuição da quantidade de contratos, assim como o valor contratado (em R\$) por grande região e Brasil para o ano de 2014. O Sul do país apresentou o maior percentual de contratos em relação ao total, com cerca de 35,22%, seguido pelo Nordeste, com 33,11%. A presença das duas regiões nas primeiras colocações em relação à quantidade de contratos pode ser justificada pelo fato de que ambas contam com um número elevado de pequenos proprietários, como observado por Vieira Filho e Fishlow (2017).

Porém, Vieira Filho e Fishlow (2017) destacam que a produção de pequena escala no Sul é atendida por melhores instituições e infraestrutura, diferente do que acontece no Nordeste brasileiro, o que contribui para justificar a posição de ambas em relação ao valor contratado. Enquanto o Sul se encontra em primeiro lugar, com um pouco mais de 37% dos valores contratados no Brasil, o Nordeste fica na penúltima colocação, à frente somente do Norte.

Tabela 1 – Quantidade (%), valor dos contratos (%) e valor médio do contrato de crédito rural por região e Brasil, 2014

Grande Região	Quantidade de contratos	%	Valor contratado (R\$)	%	Valor médio por contrato (R\$)
Sul	910.428	35,22%	61.066.455.320,34	37,14%	67.074,45
Sudeste	501.415	19,40%	44.880.206.362,32	27,29%	89.507,11
Centro-Oeste	185.491	7,18%	36.477.049.501,77	22,18%	196.651,32
Nordeste	855.653	33,11%	13.767.627.527,29	8,37%	16.090,20
Norte	131.651	5,09%	8.245.776.129,04	5,01%	62.633,60
Brasil	2.584.638	100%	164.437.114.840,76	100%	63.620,95

Fonte: Adaptado de Banco Central do Brasil (BCB) - Departamento de Regulação, Supervisão e Controle das Operações do Crédito Rural e do Proagro (Derop) e Sistema de Operações do Crédito Rural e do Proagro (Sicor).

3 Os valores são correntes, reajustados para reais, a preços de 2014, com base no IGP/DI.

A respeito do valor médio por contrato, o Centro-Oeste obteve a maior média entre as grandes regiões brasileiras. Esse alto valor médio foi verificado, por exemplo, no estudo de Búrigo *et al.* (2021). Ressalta-se que o Centro-Oeste é marcado por um número reduzido de propriedades agropecuárias e por altos valores contratados de crédito rural, e que geralmente tendem a ser os grandes estabelecimentos com contratos de valores de maior magnitude e que impulsionam a média para cima.

2.2 Restrição e concentração no acesso ao financiamento

O mercado de crédito rural é considerado imperfeito (Besley, 1994), marcado pela assimetria de informação (Hoff; Stiglitz, 1990). Essa assimetria é composta pela seleção adversa, em que o mutuário tende a conhecer mais as suas condições de quitação do crédito do que o credor, e pelo risco moral, identificado pela ação que o mutuário pode realizar após ter concretizado o acesso, como se tornar inadimplente com a instituição financeira. Nesse sentido, Besley (1994) observa que a segmentação do mercado de crédito rural entre regiões é uma resposta dada pelos credores diante do problema da assimetria de informação.

O estudo de Turvey (2013) traz algumas temáticas para uma discussão mais equilibrada sobre a política de crédito rural nas economias em desenvolvimento, como a do Brasil. Entre os temas, encontram-se: não existe política de crédito que sirva para todos; o governo deve ter uma mão visível no alinhamento dos mercados de crédito e na resolução de imperfeições do mercado; e as políticas de crédito devem ser construídas com elementos pró-pobres. O autor ressalta que muitos produtores não têm acesso ao crédito rural governamental e que existe espaço para as atuações do governo e das políticas de crédito. Porém, dependendo da maneira como tais atuações ocorram, elas podem gerar racionamento no mercado creditício, afetando principalmente as famílias agrícolas de menor escala econômica.

Embora o Governo brasileiro tenha atuado de forma expressiva na agropecuária nas décadas de 1960 e 1970, aplicando um volume substancial de crédito rural subsidiado, essa política foi marcada por diferentes problemas, como questões socioeconômicas, produtivas, regionais e climáticas. Essas questões acabaram por influenciar, em certa medida, a forma como as instituições financeiras ligadas aos SNCR concederam o crédito rural, visto que elas acabaram por privilegiar determinados produtores, alguns produtos e certas regiões na distribuição dos financiamentos (Pires, 2013; Leite; Junior, 2015).

De acordo com Leite e Junior (2015), a rota do financiamento da agropecuária ao longo dos anos se concentrou nos proprietários da zona rural do Centro-Sul do Brasil, em posse de maiores extensões de terra com predomínio da lavoura. Os autores apontam também que a criação do Pronaf acarretou mudanças importantes no financiamento. Para Jesus e Bacha (2018), embora ele Programa contribua para o aumento da produção e da renda na agropecuária, ele não auxilia necessariamente para a queda da desigualdade entre os agricultores familiares.

As grandes regiões Nordeste e Norte do Brasil são as que apresentam mais restrições ao crédito rural, embora juntas concentrem a maioria dos agricultores familiares. Nesse cenário, os programas de financiamento, como o Pronaf, com taxas de juros diferenciadas em relação às vistas no mercado, são essenciais para que produtores nessas regiões tenham acesso ao crédito rural e consigam se inserir, firmar-se e competir no setor agropecuário nacional

Outros fatores que tendem a afetar o mercado de crédito rural são expostos por Araújo e Li (2018), como a rentabilidade aleatória das atividades agrícolas e o desequilíbrio no fluxo de caixa dos produtores. Os autores argumentam também que a incerteza do setor agropecuário é causada pela dependência das condições climáticas e sanitárias, pela sazonalidade das safras, pelos ciclos dos mercados de insumos e produtos, além das incertezas institucionais na política agrícola de países competidores nesse setor, tal como a alta volatilidade das *commodities*.

3 FATORES DETERMINANTES DO ACESSO AO FINANCIAMENTO SEGUNDO A LITERATURA DO CRÉDITO RURAL

A literatura elenca diferentes fatores que contribuem para o aumento ou a redução do acesso ao crédito rural. Por exemplo, Araújo, Alencar e Vieira Filho (2020) observaram que as chances de acesso ao crédito rural aumentam quando o produtor é do sexo masculino. A respeito da cor da pele, Rocha Junior, Cassuce e Cirino (2017) notaram que os produtores familiares não brancos apresentaram menor probabilidade de acesso ao crédito.

A pesquisa de Barslund e Tarp (2008) com produtores rurais no Vietnã indicou que quanto maior a idade, menor era a chance de se obter financiamento. O estudo de Carrer, Souza Filho e Vinholis (2013), por sua vez, indicou que um maior nível de escolaridade tende a aumentar as chances do acesso ao crédito pelo produtor.

Neves *et al.* (2020) indicam que ser proprietário do empreendimento agrícola aumenta as chances de acessar o crédito rural. Rocha Junior, Cassuce e Cirino (2017) observam que a probabilidade do agricultor de obter crédito via Pronaf aumenta se ele for o proprietário da terra.

O acesso às Tecnologias de Informação e Comunicação (TICs), como internet, também podem ter efeito no acesso ao financiamento. Goyal e González-Velosa (2013) destacam que as TICs se tornaram importantes para a melhoria da atividade agrícola na zona rural. Os resultados de Araújo, Alencar e Vieira Filho (2020), por exemplo, indicam que os agricultores familiares com acesso à internet aumentaram as suas chances de acessar o crédito rural.

Infere-se também que quanto maior é a renda do produtor, maior é a sua chance de obter crédito, o que sugere um menor risco de inadimplência por parte do mutuário. O estudo de Neves *et al.* (2020) observou esse cenário: domicílios rurais que obtiveram financiamento apresentaram renda mensal familiar superior aos domicílios que não obtiveram acesso. Por outro lado, Araújo, Alencar e Vieira Filho (2020) não identificaram efeito entre ser da zona rural e o acesso ao crédito, porém a análise foi feita apenas entre agricultores que acessaram o crédito via Pronaf e aqueles que não tiveram acesso ao crédito rural de nenhuma forma.

Azevedo e Shikida (2004) consideram a assistência técnica como instrumento relevante para a transferência de tecnologia e a redução da assimetria de informação. Desse modo, receber assistência tende a aumentar as chances de o produtor acessar o crédito. A respeito do associativismo, Neves, Castro e Freitas (2019) expõem que as cooperativas na zona rural são compostas principalmente por produtores associados, visto que para esses produtores a associação é uma maneira de atender às suas demandas da atividade produtiva.

Rocha Junior, Cassuce e Cirino (2017), na análise do acesso ao Pronaf pelo agricultor, observaram que a comercialização da produção diretamente com o consumidor diminuiu as suas chances de obter crédito, enquanto com o governo elas aumentaram. Portanto, o canal de comercialização pode ter efeito sobre a chance do acesso ao crédito e que esse efeito pode ser diferente caso se considere distintos canais e distintos programas de financiamento.

Por fim, de acordo com a PNAD 2014, quatro ocupações de produtores acessaram o crédito rural. Entre os empregadores⁴ ocupados, estão os que trabalham no grupamento agrícola⁵ e os que trabalham em outra atividade. Já entre os produtores conta própria⁶, inclui-se os ocupados em alguma atividade no grupamento agrícola e os ocupados em outra atividade.

4 Pelas Notas Metodológicas da PNAD 2014, o empregador é a pessoa que trabalhava no seu próprio empreendimento, com pelo menos um empregado, e o conta própria é a pessoa que trabalhava no seu próprio empreendimento, só ou com sócio, sem empregado e contando, ou não, com trabalhador não remunerado.

5 Segundo a Síntese de Indicadores da PNAD 2014, é composto pela agricultura, pecuária e serviços relacionados com essas atividades; pela silvicultura, exploração florestal e serviços relacionados com essas atividades; e pesca, aquicultura e atividades dos serviços relacionados com essas atividades.

6 Pode ser classificado como agricultor familiar (Oliveira, 2014).

4 METODOLOGIA

4.1 Método econométrico – Modelo *logit* multinomial (MLM)

Para analisar as variáveis que determinam o acesso ao crédito rural via algum programa de financiamento, levando em conta as características do produtor e do empreendimento agrícola, criou-se a variável dependente *crédito* com três categorias: (1) não obteve acesso ao crédito, (2) obteve acesso ao crédito via Pronaf⁷ e (3) obteve acesso ao crédito via outro programa. Nesse sentido, o modelo *logit* multinomial (MLM) se mostrou propício para analisar as chances de o produtor se encontrar em uma dessas categorias.

Segundo Greene (2003), o MLM pode ser especificado como:

$$Pr(Y_i = j) = \frac{e^{\beta_j' x_i}}{\sum_{k=0}^J e^{\beta_k' x_i}}, j = 0, 1, 2, \dots, J \quad (1)$$

em que Y_i é a variável dependente, que assume uma categoria j , i se refere a i -ésima observação, x é o vetor de variáveis explicativas, e β se refere ao vetor de parâmetros a serem estimados. Assim, o MLM retrata a probabilidade do evento k acontecer, dado o vetor x . Dadas as J categorias, uma delas é escolhida para ser a categoria base, e se estimam, então, $J-1$ equações. Todavia, Greene (2003) relata que ao estimar a equação (1), uma indeterminação ocorrerá, e o autor sugere que uma formulação usual é fazer $\beta_0 = 0$. Logo, as probabilidades passam a ser:

$$Pr(Y_i = j|x_i) = \frac{e^{\beta_j' x_i}}{1 + \sum_{k=1}^J e^{\beta_k' x_i}}, j = 0, 1, 2, \dots, J, \beta_0 = 0 \quad (2)$$

No presente artigo, MLM é uma estimação simultânea de dois *logit* binários, cujos resultados são referentes às relações entre a categoria base (0) e as outras duas categorias (1 e 2). Dessa forma, a equação do MLM a ser estimada⁸ é:

$$\begin{aligned} credito_{ij} = & \beta_0 + \beta_1 homem_i + \beta_2 nbranco_i + \beta_3 idade_i + \beta_4 idade2_i + \\ & \beta_5 conta_propria_i + \beta_6 proprietario_i + \beta_7 alfabetizado_i + \beta_8 rural_i + \\ & \beta_9 internet_i + \beta_{10} assistencia_i + \beta_{11} associado_i + \beta_{12} renda_i + \\ & \beta_{13} empresa_i + \beta_{14} cooperativa_i + \beta_{15} governo_i + \beta_{16} consumidor_i + \\ & \beta_{17} CO_i + \beta_{18} NE_i + \beta_{19} SE_i + \beta_{20} S_i + u_i \end{aligned} \quad (3)$$

em que $credito_{ij}$ denota a j -ésima condição em que o i -ésimo produtor agrícola se encontra em relação ao acesso ou não ao crédito, dadas as características observáveis, os β são os parâmetros a serem estimados, e u_i é o termo de erro aleatório. Na próxima subseção, sobre a base de dados, as variáveis explicativas serão mais bem descritas.

7 O Pronaf é o único programa de financiamento especificado na base de dados da PNAD 2014.

8 A variável cooperativa poderia ser vista como potencialmente endógena. Todavia, como ela se refere a um dos possíveis compradores da produção agrícola, caracterizá-la como uma cooperativa de crédito seria mais complicado, devido às informações da PNAD. A variável assistência também teria grande chance de ser endógena, mas como a variável não identifica os prestadores da assistência técnica e sim se recebeu ou não algum tipo de assistência, o problema de endogeneidade pode ser minimizado.

A estimação do MLM foi feita pelo método Máxima Pseudo-Verossimilhança, uma vez que a PNAD é uma amostra complexa⁹. Desse modo, os coeficientes estimados não podem ser interpretados como respostas marginais. Uma maneira de viabilizar a estimação desses efeitos, proposta por Greene (2003), é realizar a diferenciação da equação (2), assim:

$$\delta_j = \frac{\partial P_j}{\partial x_i} = P_j \left[\beta_j - \sum_{k=0}^J P_k \beta_k \right] = P_j [\beta_j - \bar{\beta}] \quad (4)$$

Dessa forma, os efeitos marginais são definidos de acordo com a equação (4). Para Greene (2003), todo subvetor de β assimila cada um dos efeitos marginais, por meio das probabilidades e da média ponderada demonstrada em δ_j , cujos valores podem ser encontrados por meio das estimativas dos parâmetros. O autor ressalta ainda que os efeitos marginais não necessariamente têm o mesmo sinal dos coeficientes estimados pelo MLM. No caso de uma variável explicativa do tipo *dummy*, o efeito marginal indica a variação da chance da condição J entre duas características observadas da variável. No que tange a uma variável explicativa contínua, o efeito marginal se comporta como a probabilidade de ocorrer uma condição J , ocasionada pelo aumento do valor da variável, que é mensurado a partir do seu ponto médio.

Para complementar a discussão dos resultados dos efeitos marginais, utilizou-se a Razão de Risco Relativo (RRR), a qual expressa a chance de um evento ocorrer em relação a outro (Mendonça *et al.*, 2012). Assumindo que P_j seja a probabilidade de êxito da ocorrência do evento e $1 - P_j$ seja a chance de insucesso, a razão de chances a favor do evento acontecer é:

$$\frac{P_j}{1 - P_j} \quad (5)$$

Segundo Mendonça *et al.* (2012), essa razão (5) é conhecida como *antilog* do *logit* binário, e, nesse sentido, a interpretação de uma variável quantitativa é feita pelo acréscimo de uma unidade e pela comparação da categoria analisada com a categoria base. Quanto a uma variável *dummy*, a interpretação é dada pela relação da categoria analisada com a categoria base. Logo, como exposto por Mendonça *et al.* (2012), a Razão de Risco Relativo é expressa por:

$$RRR = \frac{\frac{Prob(Y = j | x + 1)}{Prob(Y = k | x + 1)}}{\frac{Prob(Y = j | x)}{Prob(Y = k | x)}} \quad (6)$$

Com o intuito de facilitar a interpretação, a RRR pode ser convertida em incremento percentual, indicando a probabilidade da mudança da condição base para outra condição de acordo com as variações nas características do produtor e do estabelecimento agrícola. Assim:

$$(RRR - 1) \cdot 100\% \quad (7)$$

9 Silva, Pessoa e Lila (2002) argumentam que a PNAD reúne todas as características que definem uma amostra complexa, como a estratificação das unidades de amostragem, conglomeração, probabilidades desiguais de seleção em um ou mais estágios e ajustes dos pesos amostrais para calibração. Desse modo, é necessário declarar a amostra complexa dos dados e utilizar o peso amostral, além de evidenciar que a PNAD deve ser utilizada com prudência para que não se obtenham resultados viesados após as estimações dos resultados.

E, por fim, devido à PNAD ser considerada uma amostra complexa, estimou-se as medidas do Efeito do Plano Amostral Ampliado (MEFF – *Misspecification Effect*), ou simplesmente EPA Ampliado, para cada uma das variáveis explicativas utilizadas no modelo. De acordo com Leite e Silva (2002)¹⁰, o EPA Ampliado pode ser expresso como:

$$EPA(\hat{\beta}, v_0) = \frac{V_{VERD}(\hat{\beta})}{E_{VERD}(v_0)} \quad (8)$$

em que $v_0 = \hat{V}_{IID}(\hat{\beta})$ é o estimador usual (consistente) da variância do estimador sob a hipótese de observações IID; $V_{VERD}(\hat{\beta})$ é a variância do estimador sobre o plano efetivamente utilizado; $E_{VERD}(v_0)$ é a esperança do estimador usual sob o plano amostral efetivamente utilizado. Desse modo, quanto maior o valor do MEFF, menor será a chance real de cobertura do intervalo de confiança (IC) para o parâmetro em análise, caso o IC seja calculado sem levar em conta o plano amostral da pesquisa. Portanto, é importante a incorporação do plano amostral na análise quando os dados são oriundos de uma amostra probabilística, no caso da PNAD.

4.2 Base e tratamento dos dados

A fonte dos dados utilizados foi a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2014, do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Além disso, a sua amostragem é complexa, consiste em uma probabilística de domicílios, bem como abrange todos as unidades federativas do Brasil e representa importante ferramenta para a avaliação de políticas públicas voltadas ao desenvolvimento socioeconômico do País.

Os dados da PNAD 2014 (IBGE, 2021) fazem referência tanto à pesquisa básica quanto à pesquisa suplementar. O uso dessa PNAD se mostrou adequado para a proposta do presente artigo porque ela, ao contrário das demais PNADs já elaboradas antes e depois de 2014, trouxe em sua pesquisa suplementar as informações sobre o acesso a programas de financiamento de crédito, como o Pronaf. A amostra conta com 151.291 unidades domiciliares e 362.627 pessoas.

Foram eliminadas da amostra as pessoas que não declararam: ter acessado ou não algum programa de financiamento; atividade agrícola; ocupação como empregador ou conta própria na atividade agrícola; algum valor da renda; nenhum grupo de anos de estudo; ter mais de 16 anos. O Quadro 1 informa as descrições das variáveis explicativas utilizadas no MLM e o efeito esperado de cada uma delas em relação às chances de acesso ao crédito rural.

Quadro 1 – Descrição das variáveis explicativas e o efeito esperado de cada uma em relação à chance de o produtor obter acesso ao crédito via algum programa de financiamento

	Variável <i>dummy</i>	Efeito esperado
Homem	1 = produtor é homem; 0 = mulher	Positivo
Não branco	1 = produtor é não branco; 0 = branco	Positivo
Conta própria	1 = produtor é conta própria; 0 = empregador	Pronaf: Positivo; Outro: Negativo
Proprietário	1 = produtor é proprietário do empreendimento	Positivo
Alfabetizado	1 = produtor sabe ler e escrever	Positivo
Rural	1 = produtor é da zona rural; 0 = zona urbana	Positivo
Internet	1 = empreendimento tem acesso à internet	Positivo

¹⁰ Leite e Silva (2002) argumentam que os dados da PNAD não podem ser percebidos como se fossem observações independentes e identicamente distribuídas (IID), a fim de obter resultados consistentes. Desse modo, o MEFF é utilizado para fins analíticos e com o propósito de avaliar a tendência de um estimador usual (consistente), calculado sob a hipótese de IID, de superestimar ou subestimar a verdadeira variância do estimador pontual.

Variável <i>dummy</i>		Efeito esperado
Assistência	1 = empreendimento recebeu assistência técnica	Positivo
Associado	1 = produtor é associado a algum sindicato	Positivo
Empresa	1 = comercializou a produção com empresa	Positivo
Cooperativa	1 = comercializou a produção com cooperativa	Positivo
Governo	1 = comercializou a produção com governo	Positivo
Consumidor	1 = comercializou a produção com consumidor	Negativo
CO	1 = produtor é da Grande Região Centro-Oeste	Positivo
NE	1 = produtor é da Grande Região Nordeste	Negativo
SE	1 = produtor é da Grande Região Sudeste	Positivo
S	1 = produtor é da Grande Região Sul	Positivo
Variável contínua		Efeito esperado
Idade	Idade do produtor (relação linear)	Negativo
Idade2	Idade do produtor (relação quadrática)	Negativo
Renda	Renda mensal domiciliar	Pronaf: Negativo; Outro: Positivo

Fonte: Elaborado pelos autores a partir dos microdados da PNAD 2014, IBGE.

Nota: Foram omitidas as *dummies* para a Grande Região Norte e para a comercialização da produção com “outro”.

5 RESULTADOS E DISCUSSÃO

5.1 Análise descritiva dos dados

As estatísticas descritivas das variáveis em relação ao acesso ou não ao crédito se encontram na Tabela 2. Observa-se que apenas 13,43% dos produtores obtiveram acesso a algum programa de financiamento de crédito rural. Ademais, o Pronaf foi o programa com mais acessos, cerca de 10% do total dos produtores.

Nota-se, também, que a maioria dos produtores são homem (87,30%), alfabetizados (78,64%), ocupados na atividade agrícola como conta própria (93,86%), proprietários do estabelecimento que dirigem (76,26%) e localizados na zona rural (76,20%). A idade média dos produtores foi de 49,15 anos e a renda média foi de R\$ 2.588,78.

Pouco mais de 60% dos produtores que se declararam não brancos não acessaram algum programa de financiamento, enquanto entre os que tiveram acesso, pouco menos de 40% eram não brancos. Rocha Junior, Cassuce e Cirino (2017) evidenciam que a maior parte dos agricultores familiares têm suas chances reduzidas no que se refere ao acesso ao crédito quando se declaram não brancos em relação aos agricultores familiares que se declaram brancos.

Os dados também demonstraram que pouco mais de 22% dos produtores declararam ter acesso à internet em seu estabelecimento. Ainda, destaca-se que menos da metade dos produtores que obtiveram algum tipo de financiamento receberam assistência técnica (49,43%) e disseram estar associados a algum sindicato (48,04%).

A renda média dos produtores que acessaram algum programa de crédito foi 1,75 vezes maior do que a renda média daqueles sem acesso. Entretanto, ressalta-se a diferença entre os produtores com algum tipo de financiamento: a renda média dos que acessaram crédito via Pronaf foi cerca de duas vezes menor do que a renda média daqueles cujo acesso foi via outro programa. Pode se inferir que para produtores com rendas mais altas, que obtêm acesso ao crédito, a via de acesso tende a ser algum programa de financiamento sem ser o Pronaf. É importante salientar que o acesso ao Pronaf no ano de 2014 foi condicionado tanto à posse da Declaração de Aptidão ao Pronaf (DAP)

ativa quanto a condições¹¹ colocadas pelo Manual do Crédito Rural (MCR) do Banco Central do Brasil (Bacen, 2022). No caso da renda, por exemplo, o produtor precisou declarar uma renda bruta familiar nos últimos 12 meses de produção normal, que antecedem a solicitação da DAP, de até R\$ 360.000,00. Desse modo, já era esperado que a renda média das pessoas que acessaram o Pronaf fosse menor do que a média da renda das pessoas que acessaram outros programas de financiamento¹².

Quanto aos canais de comercialização da produção agrícola, dentre os produtores que obtiveram financiamento, somente aqueles com crédito via Pronaf comercializaram com o governo. Entretanto, menos de 1% do total dos produtores comercializaram com o governo. O baixo valor apresentado para o comércio com cooperativas (6,36%) pode estar associado ao fato de a distribuição delas no Brasil ser de forma heterogênea, reflexo das diferenças regionais, como exposto por Neves, Castro e Freitas (2019).

Tabela 2 – Estatísticas descritivas das variáveis em relação à condição de acesso ao crédito

Variável	Não obteve crédito por nenhum programa 5.086 observações 86,57%	Obteve crédito via programa de financiamento			Total 5.875 obs. 100%
		Pronaf 594 obs. 10,11%	Outro programa 195 obs. 3,32%	Total 789 obs. 13,43%	
Dummy	Frequência %	Freq. %	Freq. %	Freq. %	Freq. %
Homem	4.405 86,61%	548 92,26%	176 90,26%	724 91,76%	5.129 87,30%
Não branco	3.112 61,19%	225 37,88%	79 40,51%	304 38,53%	3.416 58,14%
Conta própria	4.819 94,75%	562 94,61%	133 68,21%	695 88,09%	5.514 93,86%
Proprietário	3.808 74,87%	505 85,02%	167 85,64%	672 85,17%	4.480 76,26%
Alfabetizado	3.896 76,60%	542 91,25%	182 93,33%	724 91,76%	4.620 78,64%
Rural	3.871 76,11%	483 81,31%	123 63,08%	606 76,81%	4.477 76,20%
Internet	1.027 20,19%	225 37,88%	87 44,62%	312 39,54%	1.339 22,79%
Assistência	503 9,89%	299 50,34%	91 46,67%	390 49,43%	893 15,20%
Associado	1.780 35%	295 49,66%	84 43,08%	379 48,04%	2.159 36,75%
Empresa	768 15,10%	211 35,52%	72 36,92%	283 35,87%	1.051 17,89%
Cooperativa	235 4,62%	105 17,68%	30 15,38%	135 17,11%	370 6,30%
Governo	26 0,51%	13 2,19%	0 0%	13 1,65%	39 0,66%
Consumidor	1.220 23,99%	69 11,62%	25 12,82%	94 11,91%	1.314 22,37%
Outro	2.837 55,78%	196 33%	68 34,87%	264 33,46%	3.101 52,78%

11 Outras condições: o produtor deve residir no estabelecimento ou em local próximo, considerando as características geográficas regionais, não pode ter, a qualquer título, área superior a 4 (quatro) módulos fiscais, contíguos ou não e deve ter o trabalho familiar como predominante na exploração do estabelecimento.

12 Embora a PNAD 2014 não permita especificar outros programas de financiamento além do Pronaf, esses programas também apresentam determinadas condições para obtenção do financiamento, segundo o Manual do Crédito Rural (Bacen, 2022), como o Programa Nacional de Apoio ao Médio Produtor Rural (Pronamp), que, em 2014, solicitava que o produtor declarasse uma renda bruta anual de até R\$ 1.600.000,00.

Variável	Não obteve crédito por nenhum programa 5.086 observações 86,57%	Obteve crédito via programa de financiamento			Total 5.875 obs. 100%
		Pronaf 594 obs. 10,11%	Outro programa 195 obs. 3,32%	Total 789 obs. 13,43%	
Dummy	Frequência %	Freq. %	Freq. %	Freq. %	Freq. %
CO	363 7,14%	52 8,75%	22 11,28%	74 9,38%	437 7,44%
NE	1.959 38,52%	127 21,38%	50 25,64%	177 22,43%	2.136 36,36%
SE	720 14,16%	94 15,82%	40 20,51%	134 16,98%	854 14,54%
S	775 15,24%	243 40,91%	52 26,27%	295 37,39%	1.070 18,21%
N	1.269 24,95%	78 13,13%	31 15,90%	109 13,81%	1.378 23,46%
Contínua	Média	Média	Média	Média	Média
Idade	49,19 anos	48,70 anos	49,47 anos	48,89 anos	49,15 anos
Renda	R\$ 2.349,11	R\$ 3.243,43	R\$ 6.845,60	R\$4.133,70	R\$ 2.588,78

Fonte: Resultados da pesquisa a partir dos microdados da PNAD 2014 (IBGE).

A respeito das grandes regiões do Brasil, embora o Nordeste tenha concentrado a maioria dos produtores (36,36%), seguido do Norte (23,46%), essas regiões foram as que mais sofreram o impacto da restrição ao crédito, visto que 38,52% dos produtores nordestinos não obtiveram financiamento, enquanto no Norte foi cerca de 24,95%. Neves *et al.* (2020) observam que os produtores das regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste estão em melhor condição quanto ao acesso ao crédito em relação aos do Norte e do Nordeste.

A Tabela 3 traz os dados em nível regional e nacional, além de suas respectivas estatísticas descritivas. Percebe-se que, em todas as regiões, mais de 83% da produtores são homens e ocupados por conta própria na atividade agrícola.

Tabela 3 – Estatística descritiva das variáveis explicativas em nível regional e Brasil

Variável	Norte (1378 obs.) 23,45%	Nordeste (2136 obs.) 36,36%	Sul (1070 obs.) 18,21%	Sudeste (854 obs.) 14,54%	Centro-Oeste (437 obs.) 7,44%	Brasil (5875 obs.) 100%
Dummy	Freq. %	Freq. %	Freq. %	Freq. %	Freq. %	Freq. %
Homem	1.252 90,86%	1.801 84,32%	898 83,93%	779 91,22%	399 91,30%	5.129 87,30%
Não branco	1.084 78,66%	1.613 75,51%	141 13,18%	357 41,80%	221 50,57%	3.416 58,14%
Conta própria	1.320 95,79%	2.045 95,74%	1.026 95,89%	754 88,29%	369 84,44%	5.514 93,86%
Proprietário	1.108 80,41%	1.500 70,22%	881 82,34%	645 75,53%	346 79,18%	4.480 76,26%
Alfabetizado	1.082 78,52%	1.331 62,31%	1.027 95,98%	789 92,39%	391 89,47%	4.620 78,64%
Rural	1.116 80,99%	1.586 74,25%	869 81,21%	629 73,65%	277 63,39%	4.477 76,20%
Internet	166 12,05%	366 17,13%	400 37,38%	254 29,74%	153 35,01%	1.339 22,79%
Assistência	134 9,72%	116 5,43%	423 39,53%	151 17,68%	69 15,79%	893 15,20%
Associado	385 27,94%	861 40,31%	469 43,83%	302 35,36%	142 32,49%	2.159 36,75%
Empresa	216 15,67%	113 5,29%	418 39,07%	182 21,31%	122 27,92%	1.051 17,89%

Variável	Norte (1378 obs.) 23,45%	Nordeste (2136 obs.) 36,36%	Sul (1070 obs.) 18,21%	Sudeste (854 obs.) 14,54%	Centro-Oeste (437 obs.) 7,44%	Brasil (5875 obs.) 100%
Dummy	Freq. %	Freq. %	Freq. %	Freq. %	Freq. %	Freq. %
Cooperativa	26 1,89%	7 0,33%	193 18,04%	105 12,30%	39 8,92%	370 6,30%
Governo	11 0,80%	10 0,47%	12 1,12%	4 0,47%	2 0,46%	39 0,66%
Consumidor	397 28,81%	601 28,14%	98 9,16%	123 14,40%	95 21,74%	1314 22,37%
Outro	728 52,83%	1.405 65,78%	349 32,62%	440 51,52%	179 40,96%	3.101 52,78%
Contínua	Média	Média	Média	Média	Média	Média
Idade	47,19 anos	48,52 anos	50,47 anos	50,22 anos	53,12 anos	49,15 anos
Renda	R\$ 2.131,71	R\$ 1.683,00	R\$ 3.633,24	R\$ 3.124,22	R\$ 4.853,63	R\$ 2.588,78

Fonte: Resultados da pesquisa a partir dos microdados da PNAD 2014 (IBGE).

Em relação às grandes regiões Norte e Nordeste, mais de 70% dos produtores se declararam não brancos, proprietários do empreendimento agrícola e residentes na zona rural. Essas regiões também apresentaram os menores números quanto ao recebimento de alguma assistência técnica, sendo 9,72% dos produtores do Norte e 5,43% do Nordeste.

O Sul foi a grande região com menos produtores não brancos (13,18%) e com mais produtores alfabetizados (95,98%), proprietários dos empreendimentos (82,34%), ocupados por conta própria (95,89%), residentes na zona rural (81,21%), com acesso à internet (37,38%), que receberam alguma assistência técnica (39,53%) e associados a algum sindicato (43,83%). Já o Centro-Oeste apresentou a maior renda média, quase três vezes maior que a do Nordeste, e a maior média de idade entre os produtores do Brasil, cerca de 53,12 anos.

No que tange à comercialização da produção agrícola, Sul e Sudeste apresentaram os valores mais altos quanto ao comércio com cooperativas, 18,04% e 12,30%, respectivamente. A comercialização com outros possíveis compradores foi o principal canal para todas as regiões.

5.2 Análise econométrica¹³

Para verificar se os coeficientes estimados pelo método econométrico foram significativos, realizou-se o teste de pós-estimação de Wald. Os resultados se encontram na Tabela 4. Quanto à significância individual, somente as variáveis não branco, idade, idade2, consumidor e SE não se mostraram estatisticamente significativas a 1%, a 5% nem a 10%. No entanto, as variáveis idade2 e SE apresentaram coeficientes estatisticamente significativos para um dos *logits* binários estimados. Em relação à possibilidade da combinação par a par das três categorias da variável dependente, a hipótese nula de os coeficientes, referentes às combinações, serem nulos, exceto os interceptos, foi rejeitada a 1% de significância. Nesse sentido, as três categorias não podem ser combinadas entre si. Assim, a regressão do modelo *logit* multinomial se mostrou estatisticamente significativa.

13 Os resultados das estimações foram obtidos pelo *software* econométrico *Stata*® 16.1.

Tabela 4 – Teste de pós-estimação: Teste Wald

Significância individual (5871 observações)								
Variável	F	P-valor	Variável	F	P-valor	Variável	F	P-valor
Homem***	9,853	0,000	Conta própria***	15,268	0,000	Renda***	11,129	0,000
Não branco ^{NS}	1,066	0,345	Proprietário***	8,026	0,000	Empresa***	13,704	0,000
Idade ^{NS}	1,118	0,328	Alfabetizado**	3,858	0,022	CO**	3,562	0,029
Idade2 ^{NS}	1,771	0,171	Assistência***	62,174	0,000	NE*	2,703	0,068
Rural**	3,435	0,033	Consumidor ^{NS}	0,200	0,819	SE ^{NS}	1,401	0,247
Internet***	8,067	0,000	Governo***	2113,335	0,000	S*	2,817	0,061
Associado***	5,938	0,003	Cooperativa***	19,098	0,000			
Combinação das categorias da variável dependente (5871 observações)								
Combinação	F	P-valor	Combinação	F	P-valor			
0 e 1	25,460	0,000	1 e 2	128,591	0,000			
0 e 2	180,910	0,000						

Fonte: Resultados da pesquisa a partir dos microdados da PNAD 2014 (IBGE).

Nota: ¹ = Quatro observações foram eliminadas automaticamente após a estimação do *logit* multinomial. ***, ** e * indicam significância estatística a 1%, 5% e 10%, respectivamente; NS – Não significativo.

A Tabela 5 apresenta os resultados da estimação do modelo econométrico, das razões de risco relativo (RRR) e dos efeitos do plano amostral ampliado (MEFF) para todas as variáveis explicativas. No entanto, nem todas foram estatisticamente significativas para as duas categorias de acesso ao crédito em relação ao não acesso. É importante ressaltar que, conjuntamente, os coeficientes foram estatisticamente diferentes de zero, uma vez que a estatística F, que mede a significância global do modelo, apresentou valor igual a 16,77.

Embora os coeficientes estimados não apresentem os efeitos marginais das variáveis, os seus sinais revelam o efeito da variável sobre o acesso ao crédito via Pronaf e via outro programa em relação à categoria base, condição de não acesso. Quanto às estimativas MEFF, quase todas foram maiores do que 1, indicando que caso a amostra complexa aqui utilizada fosse considerada uma amostra aleatória simples, as variâncias das estimativas dos coeficientes seriam subestimadas. Essa observação demonstra a importância de se declarar o caráter complexo da PNAD para realizar as estimações dos resultados.

A variável homem foi significativa somente para a categoria Pronaf, assinalando que ser homem tem efeito positivo para o acesso ao crédito por esse programa. Pela razão de risco relativo (RRR), ser homem aumentou a probabilidade de obter o financiamento em relação à não obtenção em 127%. Para De Heredia e Cintrão (2012), com a criação do Pronaf Mulher, o acesso ao financiamento de crédito pelo sexo feminino pode ser visto com um valor além do econômico, ao dar reconhecimento da participação das mulheres na atividade agrícola.

Além disso, tem-se que a forma quadrática da idade tem efeito negativo no que concerne ao acesso ao crédito via Pronaf. A relação possui forma de U invertido, indicando que as chances se elevam com o aumento da idade. Segundo Schuntzemberger e Sampaio (2017), essa relação mostra que os mutuários serem mais velhos dá maior garantia para a quitação do financiamento de crédito, de acordo com os credores. Aliás, a RRR indicou que o efeito da idade na redução da chance de acesso ao crédito via Pronaf é quase zero.

Tabela 5 – Resultados do *logit* multinomial, das razões de risco relativo (RRR) e dos efeitos do plano amostral ampliado (MEFF)

Variável	Acessou crédito via Pronaf			Acessou crédito via outro programa		
	Coefficiente	RRR	MEFF	Coefficiente	RRR	MEFF
Homem	0,8209***	2,2725***	1,2196	0,2391 ^{NS}	1,2701 ^{NS}	1,2178
Não branco	-0,1743 ^{NS}	0,8401 ^{NS}	1,1581	-0,0998 ^{NS}	0,9050 ^{NS}	1,1608
Idade	0,0346 ^{NS}	1,0352 ^{NS}	1,0691	0,0164 ^{NS}	1,0165 ^{NS}	0,8689
Idade ²	-0,0004*	0,9996*	1,0447	-0,0003 ^{NS}	0,9997 ^{NS}	0,9406
Conta própria	0,5334*	1,7048*	1,5868	-1,0872***	0,3372***	1,3838
Proprietário	0,5415***	1,7186***	1,1950	0,4524*	1,5721*	1,1743
Alfabetizado	0,3825**	1,4660**	1,1188	0,6210*	1,8609*	1,0762
Rural	0,2652*	1,3037*	1,2869	-0,2591 ^{NS}	0,7717 ^{NS}	1,0417
Internet	0,5117***	1,6681***	1,2347	0,1522 ^{NS}	1,1644 ^{NS}	1,4105
Assistência	1,6425***	5,1679***	2,3667	1,5497***	4,7100***	1,2703
Associado	0,3694***	1,4470***	1,2250	0,1605 ^{NS}	1,1741 ^{NS}	1,2644
Renda	-5,63e-06 ^{NS}	0,9999 ^{NS}	0,9426	0,0001***	1,0001***	1,5026
Empresa	0,7488***	2,1144***	1,6091	0,7582***	2,1345***	1,224
Cooperativa	1,1959***	3,3066***	1,5900	0,9655***	2,6262***	1,0694
Governo	1,9167***	6,7981***	2,1757	-19,0753***	5,20e-09***	4,1e-07
Consumidor	0,0780 ^{NS}	1,0811 ^{NS}	1,3413	0,1358 ^{NS}	1,1454 ^{NS}	1,1206
CO	0,5649**	1,7593**	1,286	-0,2081 ^{NS}	0,8121 ^{NS}	1,5443
NE	0,4268**	1,5324**	1,6053	0,4071 ^{NS}	1,5025 ^{NS}	1,5747
SE	0,3787*	1,4604*	1,6444	0,2723 ^{NS}	1,3130 ^{NS}	1,6874
S	0,5220**	1,6854**	1,7147	-0,0766 ^{NS}	0,9262 ^{NS}	1,6209
Constante	-6,3165***	0,0018***	1,1682	-4,5711***	0,0103***	0,9153

Fonte: Resultados da pesquisa a partir dos microdados da PNAD 2014 (IBGE).

Nota: Estatisticamente significativo a 1% , a 5% e a 10% ; NS – Não significativo.

O fato de o produtor saber ler e escrever aumentou as suas chances em acessar o crédito, tanto via Pronaf quanto via outro programa em 46,60% e 86,09%, respectivamente. De acordo com Araújo, Alencar e Vieira Filho (2020), quando o agricultor familiar declara saber ler, ele aumenta as possibilidades de acesso ao Pronaf. O presente trabalho não analisou os anos de escolaridade do produtor individualmente nem em estratos, uma vez que o nível de escolaridade na atividade agrícola é baixo ao se comparar à atividade não agrícola. Oliveira (2014), ao analisar o impacto do salário-mínimo sobre a distribuição de renda na agricultura, observou que o efeito da escolaridade não é muito nítido para o aumento dos níveis de renda dos trabalhadores do setor agrícola, o que necessita de análises mais aprofundadas ao se dividir a escolaridade em diferentes estratos de anos de estudos.

Estar ocupado na atividade agrícola de modo autossuficiente apresentou efeitos contrários sobre o acesso ao crédito por algum programa de financiamento em relação ao não acesso. Enquanto ser por conta própria aumentou em cerca 70% as chances de o produtor acessar o crédito via Pronaf, as suas chances foram reduzidas em aproximadamente 66% caso tentasse o acesso via outro programa. Jesus e Bacha (2018) observam que, de acordo com os dados da PNAD 2014, para os trabalhadores por conta própria na atividade agrícola que tiveram acesso ao crédito, o Pronaf se mostrou como principal fonte de crédito. Nesse sentido, infere-se que os produtores que tendem a acessar o crédito via outro programa são empregadores na atividade agrícola.

Os produtores proprietários do empreendimento tiveram a probabilidade de acesso ao crédito elevada em mais de 57%, independentemente do programa de financiamento. Conforme os resultados de Rocha Junior, Cassuce e Cirino (2017), ser proprietário do empreendimento tem efeito

positivo nas chances de o agricultor familiar acessar o Pronaf, embora o programa também beneficie agricultores que são posseiros e arrendatários, por exemplo.

Residir na zona rural aumentou em 30% a chance do produtor de acessar o crédito via Pronaf em relação ao não acesso. Segundo Neves *et al.* (2020), morar em áreas urbanas tende a levar a um maior nível de renda. Tal observação corrobora o fato de os agricultores familiares se concentrarem na zona rural. Desse modo, eles são afetados de forma mais direta pelas desigualdades socioeconômicas dentro da atividade agrícola, tendo níveis de renda mais baixos.

As chamadas Tecnologias de Informação e Comunicação (TICs), como telefone e internet, possibilitam aos produtores o acesso às informações que podem lhes ajudar no desenvolvimento de seus empreendimentos, segundo Goyal e González-Velosa (2013). A razão de risco relativo indicou que o acesso à internet pelo estabelecimento aumenta a probabilidade do acesso ao crédito via Pronaf em cerca de 66% em relação ao não acesso.

Os resultados indicam que ter recebido algum tipo de assistência técnica no empreendimento agrícola aumentou a chance de obter financiamento via Pronaf em mais de 400%, enquanto via outro programa a chance se elevou em cerca de 371% em relação à não obtenção. Trabalhos como os de Jesus e Bacha (2018) e Cruz *et al.* (2021), que focaram na relação entre crédito rural e assistência técnica, também encontraram efeito positivo da assistência técnica no aumento das chances de o produtor acessar algum tipo de financiamento.

Estar associado a algum sindicato aumentou a probabilidade de acessar crédito via Pronaf em aproximadamente 44% em relação à não obtenção de financiamento. Na visão de Carrer, Souza Filho e Vinholis (2013), as organizações associativas como sindicatos rurais, por elevarem o acesso e o compartilhamento de informações entre os produtores associados, têm a capacidade de reduzir a falta de conhecimento dos produtores sobre os diferentes programas de crédito rural e os processos necessários para a sua obtenção.

No que se refere à renda mensal domiciliar, a variável renda se mostrou significativa apenas para a categoria de acesso ao crédito via outro programa de financiamento. Isso indica que rendas mais altas tendem a contribuir para o aumento das chances de acesso ao crédito por esse canal e a estar mais associadas ao produtor ocupado como empregador na atividade agrícola. Todavia, a RRR demonstrou um efeito quase nulo no aumento das chances do acesso ao crédito via outro programa em comparação ao não acesso.

Considerando os potenciais compradores da produção da atividade agrícola, ter comercializado com alguma empresa aumentou a probabilidade de acesso a algum programa de crédito em mais de 110%, e firmar comércio com alguma cooperativa elevou a probabilidade do acesso em mais de 160%, apesar do programa de financiamento. Comercializar a produção com o governo aumentou as chances de acessar crédito via Pronaf em mais de 570%, porém vender toda ou a maior parte da produção para esse canal de comercialização reduziu em quase 100% a chance de acessar crédito via outro programa de financiamento.

O fato de o produtor estar localizado no Nordeste, Centro-Oeste, Sul ou Sudeste ascendeu as suas probabilidades de acesso ao crédito via Pronaf em pelo menos 46%. Grisa, Wesz Junior e Buchweitz (2014), analisando o acesso ao Pronaf em 2012, destacaram que o Nordeste representou quase a metade do total de contratos de crédito, seguido pela Região Sul. Entretanto, ao se avaliar o volume em reais desses contratos, o Sul concentrou quase a metade do valor total, enquanto o Nordeste ficou em terceiro com menos de 20% do total.

Com o intuito de corroborar a análise da RRR, a Tabela 6 apresenta os resultados dos efeitos marginais das variáveis em seus respectivos pontos médios em relação às três condições de acesso ao crédito. As variáveis não branco, idade, consumidor e SE não se mostraram estatisticamente significativas para nenhuma condição.

Os resultados demonstraram que o produtor ser homem, mantendo-se tudo mais constante (*ceteris paribus*), diminuiu as possibilidades de pertencer à condição de sem acesso ao crédito em

cerca de 5 pontos percentuais (p.p.). Tal resultado elevou a probabilidade de acesso ao crédito via Pronaf em 4,22 p.p. Logo, estar ocupado por conta própria, *ceteris paribus*, aumentou as chances de o produtor ter acesso ao crédito via Pronaf em cerca de 3 p.p, mas reduziu as chances em cerca de 3 p.p. do acesso ao financiamento via outro programa.

Tabela 6 – Efeitos marginais (dy/dx) e erros-padrão linearizados (*Std. Err.*) para as condições de acesso ao crédito

Variável	Sem acesso ao crédito		Crédito via Pronaf		Crédito via outro programa	
	dy/dx	Std. Err.	dy/dx	Std. Err.	dy/dx	Std. Err.
Homem	-0,0457***	0,0083	0,0422***	0,0074	0,0035 ^{NS}	0,0049
Não branco	0,0132 ^{NS}	0,0092	-0,0115 ^{NS}	0,0083	-0,0017 ^{NS}	0,0039
Idade	-0,0025 ^{NS}	0,0017	0,0023 ^{NS}	0,0016	0,0003 ^{NS}	0,0007
Idade2	3,2e-05*	2e-05	-2,8e-05*	2e-05	-4,49e-06 ^{NS}	1e-05
Conta própria	0,0055 ^{NS}	0,0187	0,0306**	0,0120	-0,0361***	0,0124
Proprietário	-0,0389***	0,0088	0,0315***	0,0080	0,0074*	0,0039
Alfabetizado	-0,0324***	0,0109	0,0224**	0,0098	0,0100**	0,0045
Rural	-0,0111 ^{NS}	0,0105	0,0169*	0,0088	-0,0058 ^{NS}	0,0041
Internet	-0,0400***	0,0115	0,0378***	0,0105	0,0022 ^{NS}	0,0046
Assistência	-0,2096***	0,0259	0,1676***	0,0248	0,0420***	0,0089
Associado	-0,0278***	0,0088	0,0252***	0,0077	0,0026 ^{NS}	0,0036
Renda	-1,07e-06 ^{NS}	0,0000	-4,84e-07 ^{NS}	0,0000	1,56e-06***	0,0000
Empresa	-0,0758***	0,0175	0,0590***	0,0156	0,0168**	0,0066
Cooperativa	-0,1412***	0,0321	0,1183***	0,0297	0,0228**	0,0102
Governo	-0,2518*	0,1306	0,2741**	0,1306	-0,0223***	0,0028
Consumidor	-0,0422 ^{NS}	0,0135	0,0050 ^{NS}	0,0118	0,0026 ^{NS}	0,0054
CO	-0,0422 ^{NS}	0,0259	0,0468**	0,0238	-0,0045 ^{NS}	0,0064
NE	-0,0360*	0,0162	0,0284*	0,0146	0,0075 ^{NS}	0,0065
SE	-0,0323 ^{NS}	0,0216	0,0272 ^{NS}	0,0187	0,0051 ^{NS}	0,0080
S	-0,0373*	0,0215	0,0396**	0,0200	-0,0023 ^{NS}	0,0065

Fonte: Resultados da pesquisa a partir dos microdados da PNAD 2014 (IBGE).

Nota: Estatisticamente significativo a 1% , a 5% e a 10% ; NS – Não significativo.

Ser proprietário do empreendimento agrícola evidenciou a redução da probabilidade de o produtor ficar sem acesso ao crédito em aproximadamente 4 p.p, *ceteris paribus*. No entanto, aumentou as chances de obter crédito via Pronaf em 3,15 p.p. e via outro programa em cerca de 0.1 p.p. Ser alfabetizado diminuiu as chances do produtor de não acessar o crédito em 3,24 p.p, enquanto elevou as chances de acesso ao crédito tanto via Pronaf quanto via outro programa, permanecendo tudo mais constante.

Ter comercializado a produção agrícola com o governo elevou a probabilidade de o produtor acessar crédito via Pronaf e reduziu as suas chances de não obter nenhum acesso ou de acessar crédito via outro programa. De acordo com Rocha Junior, Cassuce e Cirino (2017), a comercialização com o governo via políticas de abertura de mercados institucionais, como o Programa Nacional de Alimentação Escolar (PNAE), tem como exigência a DAP por parte do agricultor, documento necessário para o acesso ao crédito do programa.

Ademais, o empreendimento ter recebido algum tipo de assistência técnica reduziu em 20,96 p.p as chances de o produtor não acessar o crédito, enquanto aumentou as probabilidades de acessar algum programa de financiamento, *ceteris paribus*. Para Cruz *et al.* (2021), o recebimento de assistência técnica pelo agricultor familiar é importante devido à assistência propiciar a elevação dos efeitos do crédito rural para o seu empreendimento.

O efeito da renda sobre o acesso ao crédito via outro programa foi quase nulo segundo o efeito marginal. A renda não foi significativa para o acesso ao crédito via Pronaf, porém, no presente trabalho, não se limitou o valor da renda, ao contrário de Rocha Junior, Cassuce e Cirino (2017). Esses autores excluíram os produtores que obtiveram renda maior do que 30 mil reais, visto que uma das condições ao acesso ao Pronaf em 2014 era ter recebido nos últimos 12 meses de produção uma renda até R\$ 360.000,00 (30 mil reais mensais).

O produtor do Sul teve as oportunidades reduzidas em 3,73 p.p em relação ao não acesso, enquanto a probabilidade de obter crédito via Pronaf aumentou em 3.96 p.p, mantendo-se tudo mais constante. Segundo Cruz *et al.* (2021), essa região concentra o maior número de produtores que acessaram o financiamento de crédito via Pronaf.

6 CONCLUSÃO

O estudo, com base em seus resultados, cumpri o objetivo proposto e reafirma como o acesso ao crédito rural no Brasil ainda é concentrado no Centro-Sul do País, direcionado principalmente a produtores com melhores condições socioeconômicas dentro do setor agrícola. Os resultados dialogam com os trabalhos empíricos já realizados dentro da literatura do crédito rural, principalmente com pesquisas que utilizaram outras bases de dados, como o Censo Agropecuário Brasileiro.

As chances de se obter crédito rural via Pronaf aumentaram nas variáveis: ser homem, alfabetizado, associado a algum sindicato, trabalhar por conta própria na zona rural em um empreendimento de atividade agrícola do qual é proprietário e que tenha acesso à internet, além de ter recebido assistência técnica. Via outro programa de financiamento, as chances aumentaram nas variáveis: ser alfabetizado, proprietário do empreendimento agrícola na posição de empregador e ter recebido assistência técnica, além de possuir uma renda elevada.

Em relação ao destino da produção, o fato de o produtor ter comercializado a produção com alguma empresa ou cooperativa aumentou as suas chances de acessar crédito rural independentemente do programa de financiamento. Ter comercializado com o governo elevou consideravelmente as possibilidades de acessar o crédito via Pronaf, enquanto reduziu em quase 100% a probabilidade de acesso ao crédito via outro programa.

A localização geográfica do produtor, seja no Sul, Sudeste, Nordeste ou Centro-Oeste do Brasil, aumentou as chances de acessar o crédito rural via Pronaf. A presença do Nordeste, onde se concentra a maioria dos agricultores familiares, demonstra que o papel importante do programa na redução das desigualdades socioeconômicas e produtivas no setor, principalmente entre os agricultores familiares. Todavia, a presença das demais regiões supracitadas sugere que a concentração do crédito ainda persiste, já que no Centro-Sul do País as condições socioeconômicas e produtivas são melhores, o que tende a resultar em menor restrição e concentração no mercado de crédito rural para os produtores agrícolas dessas regiões.

Nesse sentido, os resultados obtidos confirmam alguns diferenciais dentro do setor agrícola, além de reafirmarem a importância do Pronaf como programa inclusivo. Assim, recomenda-se uma política de crédito direcionado, menos concentrada, no Centro-Sul do País, e políticas públicas que visem a melhorar o acesso ao crédito por parte dos produtores de baixa renda e pouca instrução da zona rural, com melhorias principalmente na difusão de informações sobre programas e políticas governamentais, com a finalidade de reduzir os problemas da assimetria de informação no setor e, principalmente, no mercado de crédito rural.

Como contribuições, além de encontrar resultados que dialogam com resultados obtidos pela literatura, a categorização entre as chances do acesso ao crédito via Pronaf e via outro programa em relação ao não acesso com a análise de variáveis socioeconômicas e produtivas se mostrou um diferencial. Os produtores que acessaram o crédito via Pronaf tendem a não estar em uma situação socioeconômica e produtiva melhor em comparação com os produtores que obtiveram acesso

via outros programas. Adicionalmente, acredita-se que a investigação feita sobre as diferentes características observáveis dos produtores e estabelecimentos ou os seus possíveis efeitos sobre a obtenção do crédito mostrou-se importante para pesquisas futuras.

Como limitações da pesquisa, tem-se que a base de dados é restrita ao ano de 2014, e novas versões dos suplementos da PNAD com informações sobre a questão produtiva no setor rural e o acesso a programas de financiamento tornam-se importantes para analisar a evolução desses temas em nível regional e Brasil. Por fim, a base de dados não permitiu identificar, dentro das duas categorias de acesso ao crédito, outros possíveis canais de acesso, como as diferentes linhas de crédito do Pronaf e os diferentes programas de financiamento no mercado de crédito. Então, presume-se que com tais informações seria possível se aprofundar em temas como a concentração de crédito no Brasil em um caráter mais socioeconômico e produtivo.

REFERÊNCIAS

- ARAÚJO, B. C.; LI, D. L. Crédito Rural. *In*: DE NEGRI, J. A.; ARAÚJO, B. C.; BACELETTE, R. (orgs.) **Financiamento do desenvolvimento no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, 2018.
- ARAÚJO, J. A.; ALENCAR, M. O.; VIEIRA FILHO, J. E. R. Crédito Rural e Agricultura Familiar no Brasil: uma avaliação do Programa Nacional de Fortalecimento da Agricultura Familiar. **Redes (St. Cruz Sul, Online)**, v. 25, p. 2009-2034, 2020.
- AZEVEDO, C. M.; SHIKIDA, P. F. A. Assimetria de informação e o crédito agropecuário: o caso dos cooperados da Coamo-Toledo (PR). **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 42, n. 2, p. 267-292, 2004.
- BARSLUND, M.; TARP, F. Formal and informal rural credit in four provinces of Vietnam. **The Journal of Development Studies**, v. 44, n. 4, p. 485-503, 2008.
- BACEN. Banco Central do Brasil. **Manual de Crédito Rural**. 2022. Disponível em: <https://www3.bcb.gov.br/mcr>. Acesso em: 18 abr. 2022.
- BESLEY, T. How do market failures justify interventions in rural credit markets? **The World Bank Research Observer**, v. 9, n. 1, p. 27-47, 1994.
- BÚRIGO, F. L.; WESZ JÚNIOR, W. J.; CAPELESSO, A. J.; CAZELLA, A. A. O Sistema Nacional de Crédito Rural no Brasil: principais continuidades e descontinuidades no período 2003-2014. **Estudos Sociedade e Agricultura**, v. 29, n. 3, p. 635-668, 2021.
- CARRER, M. J.; SOUZA FILHO, H. M.; VINHOLIS, M. M. B. Determinantes da demanda de crédito rural por pecuaristas de corte no estado de São Paulo. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 51, n. 3, p. 455-478, 2013.
- CRUZ, N. B.; JESUS, J. G.; BACHA, C. J. C.; COSTA, E. M. Acesso da agricultura familiar ao crédito e à assistência técnica no Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 59, n. 3, 2021.
- DE HEREDIA, B. M. A.; CINTRÃO, R. P. Gênero e acesso a políticas públicas no meio rural brasileiro. **Revista Nera**, n. 8, p. 1-28, 2012.
- GOYAL, A.; GONZÁLEZ-VELOSA, C. Improving Agricultural Productivity and Market Efficiency in Latin America and the Caribbean: How ICTs can make a Difference? **Journal of Reviews on Global Economics**, v. 2, p. 172-182, 2013.

GREENE, W. H. **Econometric Analysis**, 5. ed. New Jersey: Prentice Hall, 2003.

GRISA, C.; WESZ JUNIOR, V. J.; BUCHWEITZ, V. D. Revisitando o Pronaf: velhos questionamentos, novas interpretações. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 52, n. 2, p. 323-346, 2014.

HOFF, K.; STIGLITZ, J. E. Introduction: Imperfect Information and Rural Credit Markets – Puzzles and Policy Perspectives. **The World Bank Economic Review**, v. 4, n. 3, pág. 235-250, 1990.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) 2014**. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/educacao/9127-pesquisa-nacional-por-amostra-de-domicilios.html?=&t=downloads>. Acesso em: 8 fev. 2021.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios: síntese de indicadores 2014** / IBGE, Coordenação de Trabalho e Rendimento. - Rio de Janeiro: IBGE, 2015. Disponível em: <https://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/livros/liv94935.pdf>. Acesso em: 8 fev. 2021.

JESUS, J. G.; BACHA, C. J. C. Programas de inclusão produtiva e rendimento na agricultura brasileira: o caso dos trabalhadores por conta própria. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 49, n. 2, p. 97-111, 2018.

LEITE, P. G. P. G.; SILVA, D. B. N. Análise da situação ocupacional de crianças e adolescentes nas Regiões Sudeste e Nordeste do Brasil utilizando informações da PNAD 1999. **Revista Brasileira de Estudos de População**, v. 19, n. 2, p. 47-63, jul./dez. 2002.

LEITE, S. P.; JUNIOR, V. J. W. Estado, políticas públicas e agronegócio no Brasil: revisitando o papel do crédito rural. **Revista Pós Ciências Sociais**, v. 11, n. 22, 2015.

MATTEI, L. Evolução do crédito do PRONAF para as categorias de agricultores familiares A e A/C entre 2000 e 2010. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 45, n. 3, p. 58-69, 2014.

MENDONÇA, T. G.; LIMA, J. E.; LIMA, J. R. F.; LÍRIO, V. S.; PEREIRA, V. F. Determinantes da inserção de mulheres jovens no mercado de trabalho nordestino. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 43, p. 45, 2012.

NEVES, M. C. R.; CASTRO, L. S.; FREITAS, C. O. O impacto das cooperativas na produção agropecuária brasileira: uma análise econométrica espacial. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 57, n. 4, p. 559-576, 2019.

NEVES, M. C. R.; FREITAS, C. O.; SILVA, F. F.; COSTA, D. R. M.; BRAGA, M. J. Does Access to Rural Credit Help Decrease Income Inequality in Brazil? **Journal of Agricultural and Applied Economics**, v. 52, n. 3, p. 440-460, 2020.

OLIVEIRA, R. B. **Análise do impacto do salário-mínimo sobre a distribuição de renda na agricultura brasileira**: recortes segundo a posição na ocupação. 150p. Tese (Doutorado) – Instituto de Economia, Universidade Estadual de Campinas, Campinas, 2014.

RAMOS, S. Y.; MARTHA JUNIOR, G. B. **Evolução da política de crédito rural brasileira**. Planaltina, DF: Embrapa Cerrados, 2010.

ROCHA JUNIOR, A. B.; CASSUCE, F. C. C.; CIRINO, J. F. Determinantes do uso do crédito rural do Pronaf em 2014. **Revista de Política Agrícola**, v. 26, n. 2, p. 100-114, 2017.

SANTANA, A. S.; SANTOS, G. R.; FREITAS, R. E. Acesso ao crédito agrícola no Brasil: dados preliminares do Censo Agropecuário de 2017. **Boletim Regional, Urbano e Ambiental**, Brasília, Ipea, n. 20, p. 51-61, jan./jun. 2019.

SCHUNTZEMBERGER, A. M. S.; SAMPAIO, A. V. Determinantes do acesso ao crédito rural ofertado por cooperativas de crédito: uma análise do Censo Agropecuário 2006. **Brazilian Review of Economics & Agribusiness/Revista de Economia e Agronegócio**, v. 15, n. 1, 2017.

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

SILVESTRINI, A. D.; LIMA, R. A. S. Securitização da dívida rural brasileira: o caso do Banco do Brasil de 1995 a 2008. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 49, n. 4, p. 1021-1050, 2011.

TURVEY, C. G. Policy rationing in rural credit markets. **Agricultural Finance Review**, 2013.

VIEIRA FILHO, J. E. R.; FISHLOW, A. **Agricultura e indústria no Brasil: inovação e competitividade**. Ipea, 2017.

WEDEKIN, I.; PINAZZA, L. A.; ROSA, B.; GUIMARÃES, E.; SERIGATI, F.; LEMOS, F. K., *et al.* **Política agrícola no Brasil: o agronegócio na perspectiva global**. São Paulo: WDK Agronegócio, 2019.

XAVIER, L. M.; PENHA, T. A. M. A trajetória recente do financiamento agropecuário nacional. **Revista de Política Agrícola**, v. 29, n. 3, p. 67, 2020.

EXISTIU CONVERGÊNCIA DO PREÇO DA TERRA AGRÍCOLA NO BRASIL DE 1979 A 2005?

There was agricultural land price convergence in Brazil from 1979 to 2005?

Ricardo Harbs

Economista. Doutorado em Economia Aplicada pela Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz da Universidade de São Paulo (Esalq/USP). rharbs@alumni.usp.br

Carlos José Caetano Bacha

Economista. Pós-doutorado pela University of Illinois. Atualmente é professor titular da Universidade de São Paulo. Departamento de Economia, Administração e Sociologia. Av. Pádua Dias, 11 - Piracicaba/SP. 13418-900. carlosbacha@usp.br

Resumo: Existem diferenças significativas entre os preços médios de terras agrícolas dos estados brasileiros. Não obstante, podem surgir dúvidas quanto à existência (ou não) de um processo de convergência, ou seja, de redução das diferenças entre os preços de terras ao longo do tempo. Neste artigo, a possibilidade de convergência é avaliada para os preços de terras agrícolas de duas categorias (para lavouras e para pastagens), segundo estados brasileiros, entre os anos de 1979 e 2005. Com o uso de modelos espaciais, a hipótese de convergência- β absoluta é testada tanto para o período completo como para subperíodos específicos, caracterizados por diferentes tendências de convergência (ou de divergência) dos preços de terras agrícolas. Os resultados indicaram que o subperíodo de 1989 a 1999 foi caracterizado por um processo de convergência, decorrente de fatores como abertura comercial e desregulamentação de setores anteriormente amparados pelo governo, a exemplo da triticultura e da cafeicultura. Apesar da tendência geral de redução da renda agropecuária nesse período, os fatores supracitados prejudicaram principalmente as culturas de exportação, que estavam mais concentradas nos estados da região Centro-Sul. Consequentemente, os preços de terras agrícolas desses estados sofreram maiores reduções, aproximando-se daqueles que vigoravam nas regiões Norte e Nordeste.

Palavras-chave: mercado de terras; convergência; econometria espacial.

Abstract: There are significant differences among the agricultural land prices of the Brazilian states. Nevertheless, one might ask whether there is a process of convergence, that is, of a decrease in the differences of those prices across the time. In this paper, we analyze this possibility for two kinds of agricultural land prices (for crops and for pastures), according to Brazilian states, from 1979 thru 2005. By using spatial models, we tested the β -absolute-convergence hypothesis for the whole period and for specific sub-periods, characterized by different trends of convergence (or divergence) of agricultural land prices. Results indicated that the 1989-1999 years were characterized by a process of convergence, resulting from factors such as trade liberalization and deregulation of sectors previously supported by the federal government, such as coffee and wheat plantations. Despite the general downward trend in agricultural income during those years, the aforementioned factors mainly affected export crops, which were more concentrated in the states of the Center-South region. As a result, agricultural land prices in those states suffered greater reductions, approaching those prevailing in the North and Northeast regions.

Keywords: agricultural land market; convergence; spatial econometrics.

1 INTRODUÇÃO

O preço da terra é uma informação estratégica, guiando as decisões de investimentos e determinando, portanto, a alocação de recursos no âmbito do sistema econômico. Ao mesmo tempo, trata-se de uma informação relevante para o setor público, sendo utilizada como referência para o cálculo de tributos que incidem sobre a propriedade da terra (a exemplo do Imposto sobre a Propriedade Territorial Rural – ITR, no Brasil), bem como em programas de reforma agrária e de crédito fundiário. Por fim, é importante observar que o preço da terra também interessa às instituições financeiras, que o utilizam para definir os valores de garantias oferecidos em determinadas operações de financiamento (Reydon *et al.*, 2014).

A Fundação Getúlio Vargas coletou, de 1977 a 2014, preços médios do hectare de terra nua¹ para lavouras, pastagens, matas e campos, para alguns estados do Brasil. No entanto, essas séries de preços de terras apresentam algumas discontinuidades no tempo, bem como unidades da Federação que não são pesquisadas. Alguns trabalhos já analisaram o comportamento cíclico desses preços (como, por exemplo, Bacha, Stege e Harbs, 2016) e os determinantes desses preços, como Brandão (1986), Brandão e Rezende (1989), Dias, Vieira e Amaral (2001), Plata (2001) e Gasques *et al.* (2006). Porém, muito pouco se considerou sobre as diferenças entre os preços médios de terras agrícolas dos estados brasileiros. De modo semelhante, pouca atenção foi reservada à possibilidade de convergência, ou seja, de redução das diferenças entre os preços de terras ao longo do tempo.

Entende-se como convergência o processo no qual a diferença do valor de uma variável (por exemplo, renda *per capita* ou preço do hectare de terra) tende a se reduzir entre regiões ao longo do tempo. Em especial, Barro e Sala-i-Martin (1995) chamam a atenção para a existência da convergência- β e da convergência- σ . A convergência- β absoluta ocorre quando a renda *per capita* (ou os preços de fatores produtivos), nas regiões com menor grau de desenvolvimento econômico, ditas “pobres”, tende a crescer de forma mais rápida que a renda *per capita* (ou que os preços de fatores produtivos) nas regiões ditas “ricas”. Quando observado ao longo de determinado tempo, esse fenômeno levaria a uma redução das diferenças entre os valores das variáveis entre as regiões, caracterizando a ocorrência de convergência- σ . Esta última ocorre quando há uma diminuição do desvio-padrão de determinada variável (renda *per capita*, produtividade ou preço de fator produtivo), entre as regiões, ao longo de determinado período. Com efeito, Barro e Sala-i-Martin (1995) demonstram que a convergência- β absoluta é uma condição necessária, mas não suficiente para a ocorrência de convergência- σ .

Há na literatura muitos trabalhos estimando as convergências beta e sigma para a renda *per capita* no Brasil (ver, por exemplo, Ferreira; Ellery Junior, 1996; Ferreira, 1999; Coelho; Figueiredo, 2007; Oliveira Junior *et al.*, 2009; Fernandes; Justo; Rocha, 2021) e para a produtividade na agropecuária (Lopes, 2004; Almeida; Perobelli; Ferreira, 2008; Castro, 2022), e poucos para o preço da terra, como o de Malassise, Parré e Fraga (2015). Este último artigo usou o preço do hectare da terra agrícola nos municípios do Paraná, no período de 1999 a 2011, para evidenciar esse processo de convergência. Porém, essa análise não foi conduzida para analisar as diferenças de preços da terra entre os estados de nossa Federação. Ademais, a literatura referente à chamada econometria espacial tem ressaltado a importância de se observar fenômenos de transbordamento entre as variáveis explicativas e a dependente, e de que elas possam ser incorporadas nos cálculos das convergências beta e sigma, podendo gerar resultados distintos em relação a estimá-las usando apenas o método dos mínimos quadrados ordinários.

Dado o acima exposto, o objetivo geral deste artigo é analisar a evolução dos preços de terras no Brasil, no período de 1979 a 2005, testando econometricamente a hipótese de convergência

¹ A terra nua corresponde à superfície do solo (com ou sem vegetação nativa), desconsiderando-se benfeitorias e culturas temporárias ou perenes, bem como florestas plantadas e pastagens cultivadas, que se configuram como investimentos incorporados à terra (Brasil, 1996).

dessa variável entre os estados brasileiros, mas fazendo uso de modelos de econometria espacial. Para tanto, serão utilizados os preços de cada hectare de terra nua fornecidos pela Fundação Getúlio Vargas – FGV em nível de estados para duas categorias de terra: para lavouras e para pastagens. A escolha desses anos, que são parte da série disponibilizada pela FGV, deve-se ao fato de eles contemplarem a maior parte dos estados para os quais há preços da terra.

A análise de duas categorias distintas de terras quanto ao uso (para lavouras e para pastagens), por outro lado, justifica-se pelo fato de que os seus preços podem apresentar variações e tendências diferentes. Como o comportamento do preço da terra também depende da evolução das cotações de *commodities* que nela são produzidas, e não somente de fatores macroeconômicos (como taxa de juros e inflação, por exemplo), é importante verificar se os preços dessas categorias distintas de terras apresentam diferentes tendências e velocidades de convergência.

Este artigo compõe-se de mais duas seções, além desta introdução. A seguir, apresentam-se os referenciais analítico e metodológico a serem utilizados no artigo e uma melhor exposição sobre os dados da FGV a serem utilizados. A seção 3 apresenta os resultados do artigo, separando as análises, em especial a econométrica, em terras para lavoura *versus* terra para pastagem. A seção 4 traz as considerações finais do artigo.

2 REFERENCIAIS ANALÍTICO E METODOLÓGICO E DADOS UTILIZADOS

Esta seção compõe-se de dois itens. Inicialmente apresentam-se os conceitos e modos de cálculos da convergência- β absoluta e convergência- σ , e, em seguida, expõe-se sobre o modelo de econometria espacial a ser utilizado em nossas estimações.

2.1 Convergência- β absoluta e convergência- σ

A partir de um modelo teórico de crescimento econômico apresentado por Romer (2006), Harbs (2020) demonstra a possibilidade teórica de ocorrência de convergência do preço da terra agrícola, indicando que esse processo depende de fatores como transferência de capital e de mão de obra entre as regiões, além da disseminação de conhecimentos sobre novas tecnologias e técnicas de produção. Assim, a convergência- β absoluta do preço da terra agrícola é factível, podendo ser estimada pela fórmula (1) abaixo:

$$\frac{1}{T} \log \left(\frac{p_t}{p_0} \right) = \alpha + \beta \log p_{(0)} + \varepsilon_{0,t} \quad (1)$$

A expressão (1), também conhecida como “Barro *regressions*”, estabelece uma relação entre a taxa de crescimento do preço da terra (entre os períodos 0 e T) e o logaritmo do preço da terra no período inicial (0). Nesse caso, a existência de uma relação negativa ($\beta < 0$) indica a existência de convergência- β absoluta entre os preços de terras. Dessa forma, quanto menor for o preço da terra em determinada região, maior será a sua taxa de crescimento, havendo uma tendência de convergência entre os preços de terras de diferentes regiões.

A partir do parâmetro β obtido ao se estimar a equação (1), é possível calcular o valor de Φ , usando a equação (2), que indica a velocidade com a qual determinada variável (nesse caso, o preço da terra) converge para o seu nível de estado estacionário. Por exemplo, se $\Phi = -0,05$, isso significa que a diferença entre o preço da terra no momento inicial (P_t) e o seu valor máximo (P_*) sofrerá, a cada ano, uma redução de 5% (Valdés, 1999).

$$\beta = \frac{(e^{\Phi T} - 1)}{T} \quad (2)$$

A convergência- σ indica tendência de redução na variabilidade de determinada variável. O procedimento para inferir sobre a existência (ou não) de convergência- σ consiste em calcular o desvio-padrão do logaritmo do preço da terra, entre os estados do Brasil, acompanhando a sua evolução ao longo do tempo. Além da análise gráfica dessa dispersão, é possível também estimar a equação (3), proposta por McCunn e Huffman (2000).

$$\text{Var}(\log p_t) = \Psi_1 + \Psi_2 t + \varepsilon_t \quad (3)$$

Em que $\text{Var}(\log p_t)$ corresponde à variância² do preço da terra, Ψ_1 é a constante, Ψ_2 constitui o parâmetro de convergência- σ e t é o tempo. De acordo com a expressão (3), a estimativa de um parâmetro Ψ_2 negativo, e estatisticamente significativo, constitui um indício de convergência- σ . Isso significa que a variância do logaritmo do preço da terra tende a diminuir com o passar do tempo.

2.2 Modelo espacial

Um aspecto importante, e frequentemente ignorado nos estudos empíricos sobre convergência, diz respeito à dependência espacial entre variáveis independentes, dependentes e/ou resíduos da regressão. Tudo o mais constante, a velocidade de convergência do preço da terra entre regiões distantes, ou cuja interação seja dificultada por restrições de acesso, será mais lenta do que aquela observada entre regiões que possuem proximidade geográfica. Isso ocorre pelo fato de que as distâncias, ou quaisquer outros tipos de barreiras, dificultam a mobilidade de capitais e de pessoas entre as regiões, bem como a difusão do progresso tecnológico.

No caso do preço da terra, também deve-se levar em conta fatores locais como clima, relevo e tipo de solo, que determinam o potencial de produção agropecuária e, conseqüentemente, o preço da terra em diferentes regiões. Por todos esses motivos, o ideal é que a dependência dos valores de uma variável (como o preço do hectare de terra) através do espaço seja devidamente controlada, por meio de procedimentos e de modelos específicos para essa finalidade. Caso contrário, corre-se o risco de que o parâmetro β estimado via a equação (1) seja viesado e inconsistente.

Assim, deve-se verificar se existem indícios de que os valores de determinada variável são correlacionados através do espaço geográfico. Nesse sentido, a primeira etapa do estudo empírico corresponde à realização de uma Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE). Conforme indicado por Almeida (2012), a AEDE é uma etapa que antecede a estimação de modelos de econometria espacial, permitindo a realização de um diagnóstico sobre a distribuição dos dados através do espaço. Além de fornecer indícios quanto à presença de autocorrelação espacial, a AEDE pode ser utilizada para a identificação de *clusters* e de *outliers*. Entre os principais instrumentos da AEDE, destacam-se o diagrama de dispersão de Moran e o mapa de significância das medidas de associação local, que podem ser combinados para a geração do mapa de *clusters* LISA (Local Indicator of Spatial Association)³.

Uma vez que a AEDE foi concluída (fornecendo ou não indícios de dependência espacial), a próxima etapa da análise consiste em realizar um teste de autocorrelação espacial. Para realizar

2 Ainda que a variância seja uma medida de dispersão válida para o teste de convergência- σ , a análise gráfica da dispersão é feita com o desvio-padrão do logaritmo do preço, obtido mediante cálculo da raiz quadrada da variável dependente considerada na expressão 3.

3 Os detalhes metodológicos podem ser consultados em Almeida (2012).

esse teste, em primeiro lugar, é necessário construir uma matriz de ponderação espacial (W), que mostre o grau de conexão do preço do hectare de terra entre os estados. Conforme indicado por Almeida (2012), a matriz de ponderação espacial (W) é quadrada, com dimensão $n \times n$, em que n corresponde ao número de estados considerados no estudo. É interessante observar que as células da matriz W , denominadas de pesos especiais (w_{ij}), são estipuladas de acordo com algum critério de proximidade, que leve em conta a contiguidade ou a distância entre os estados.

Após a construção da matriz de ponderação espacial (W), é possível utilizá-la em um teste de autocorrelação espacial conhecido como I de Moran, cuja estatística é:

$$I = \frac{n}{S_0} \left(\frac{e'We}{e'e} \right) \quad (4)$$

Na expressão (4), n corresponde ao número de estados analisados, S_0 equivale à soma dos pesos espaciais ($\sum_i \sum_j w_{ij}$), e constitui o vetor de resíduos da regressão ($y - X\hat{\beta}$), e' corresponde à transposta do vetor de resíduos da regressão e W é a matriz de ponderação espacial. Segundo Almeida (2012), o teste I de Moran assume, como hipótese nula, que os resíduos da regressão se distribuem de forma aleatória no espaço. Portanto, a não rejeição dessa hipótese indica que o modelo de Mínimos Quadrados Ordinários – MQO proporciona estimadores consistentes e não viesados, dispensando qualquer tratamento adicional.

A rejeição da hipótese nula, ao contrário, constitui um indício de presença de autocorrelação dos resíduos, exigindo a adoção de medidas que permitam controlar a dependência espacial entre as variáveis (tanto a dependente quanto as independentes). Na prática, tal controle é realizado através da incorporação de uma ou de mais variáveis espacialmente defasadas, as quais são dadas pelo produto entre a matriz de ponderação espacial (W) e as variáveis originais (independente e dependentes), e/ou resíduos do modelo. Com isso, chega-se a um modelo geral, que leve em conta todas as formas de dependência espacial:

$$\frac{1}{T} \log \left(\frac{p_T}{p_0} \right)_i = \rho W \frac{1}{T} \log \left(\frac{p_T}{p_0} \right) y_i + \beta \log p_{(0) i} + \tau W \log p_{(0) i} + \xi_i \quad (5)$$

$$\xi_i = \lambda W \zeta_i + \varepsilon_i \quad (6)$$

A partir das expressões (5) e (6), e mediante a imposição de restrições sobre os parâmetros das variáveis defasadas espacialmente, é possível obter diferentes modelos espaciais, conforme indicado na Tabela 1.

Tabela 1 – Tipos de modelos espaciais

Modelos	Parâmetros		
	ρ	τ	λ
Autorregressivo espacial (SAR)	$\neq 0$	0	0
Erro autorregressivo espacial (SEM)	0	0	$\neq 0$
Defasagem com erro autorregressivo (SAC)	$\neq 0$	0	$\neq 0$
Durbin espacial (SDM)	$\neq 0$	$\neq 0$	0
Durbin espacial do erro (SDEM)	0	$\neq 0$	$\neq 0$
Geral espacial (GSM)	$\neq 0$	$\neq 0$	$\neq 0$

Fonte: Almeida (2012); Mallassise, Parré e Fraga (2015).

Podem-se estimar todos os modelos apresentados na Tabela 1 e pode-se selecionar aquele que estiver associado ao menor Critério de Informação de Akaike (AIC). Quanto aos dados, é importante observar que as séries de preços de terras da FGV apresentam descontinuidades temporais, além de estados que não são pesquisados. Assim, a escolha das unidades *cross section* (ou estados) consideradas nas análises de convergência, tanto no período completo como nos seus subperíodos, foi feita em função da disponibilidade de preços de terras agrícolas (Tabela 2).

Tabela 2 – Estados considerados nas análises de convergência dos preços de terras (para lavouras e para pastagens) com dados da FGV

Estado	1979 a 2005	1979 a 1989	1989 a 1999	1999 a 2005
Rondônia	X	X	X	X
Acre	X	X	X	X
Amazonas	X	X	X	X
Roraima	X	X	X	X
Pará	X	X	X	X
Amapá				
Tocantins			X	X
Maranhão	X	X	X	X
Piauí		X	X	
Ceará	X	X	X	X
Rio Grande do Norte	X	X	X	X
Paraíba	X	X	X	X
Pernambuco	X	X	X	X
Alagoas				
Sergipe	X	X	X	X
Bahia	X	X	X	X
Minas Gerais	X	X	X	X
Espírito Santo	X	X	X	X
Rio de Janeiro	X	X	X	X
São Paulo	X	X	X	X
Paraná	X	X	X	X
Santa Catarina	X	X	X	X
Rio Grande do Sul	X	X	X	X
Mato Grosso do Sul	X	X	X	X
Mato Grosso	X	X	X	X
Goiás	X	X	X	X
Distrito Federal				

Fonte: Elaboração própria usando a base de dados da FGV.

Para inferir sobre a ocorrência de convergência- β absoluta dos preços de terras agrícolas no período de 1979 a 2005, bem como nos demais subperíodos considerados, os dados de *cross section* (preços de terras agrícolas nos períodos inicial e final) foram devidamente incorporados à expressão (5). Salienta-se que os preços de terras para lavoura e para pecuária foram deflacionados pelo Índice Geral de Preços – Disponibilidade Interna (IGP-DI), da FGV, usando como base o mês de dezembro de 2017.

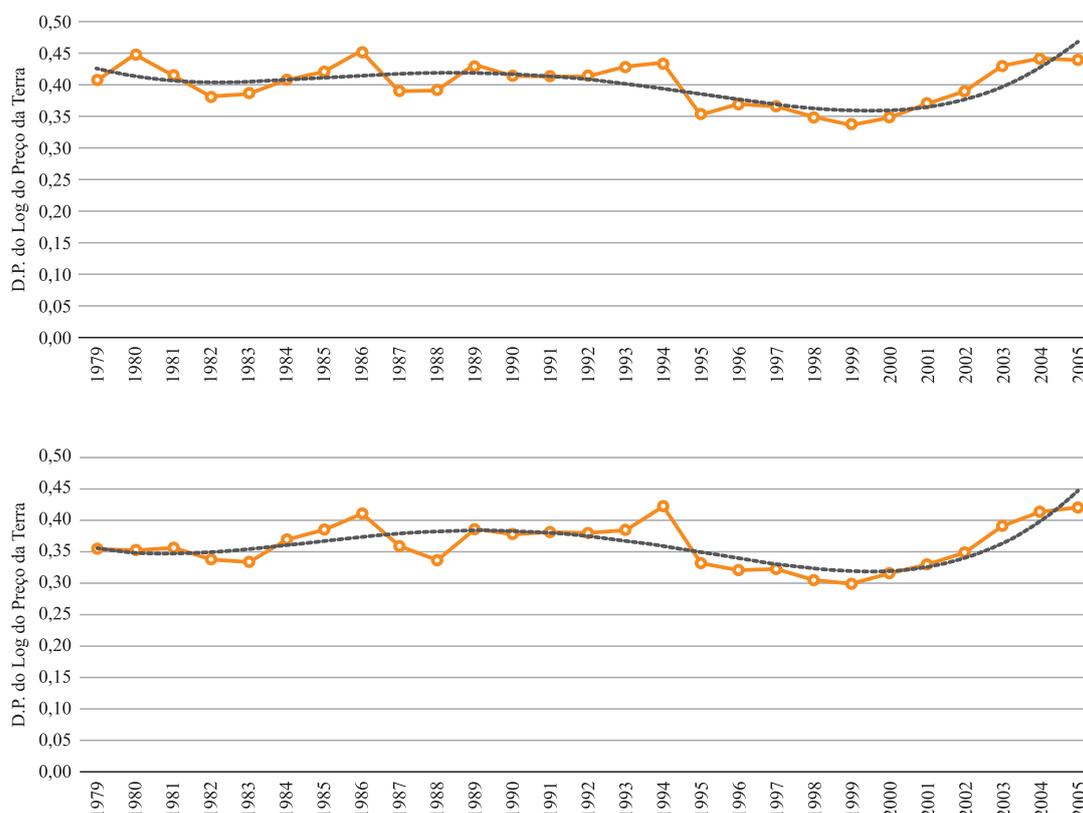
3 ESTIMATIVAS DAS CONVERGÊNCIAS BETA E SIGMA PARA O PREÇO DA TERRA

Esta seção compõe-se de três itens que apresentam os resultados das metodologias apresentadas na seção anterior e que permitem atingir ao objetivo geral do artigo.

3.1 Análise de convergência- σ

A Figura 1 apresenta o desvio-padrão do logaritmo do preço da terra nua para lavoura (parte superior) e para pecuária (parte inferior) entre os anos de 1979 e 2005. A partir da análise visual dos dados, e com o auxílio de linhas de tendência, é possível inferir sobre a ocorrência de três subperíodos específicos: entre 1979 e 1989, quando houve uma leve tendência de divergência, ou seja, de aumento da dispersão; entre 1989 e 1999, quando se observa uma clara tendência de convergência dos preços de terras de ambas as categorias (para lavoura e para pecuária) entre os estados brasileiros; e entre 1999 e 2005, um subperíodo caracterizado pela divergência dos referidos preços.

Figura 1 – Análise de convergência- σ dos preços de terras para lavoura (parte superior) e para pecuária (parte inferior) dos estados brasileiros



Fonte: Elaborado com base em dados da FGV (2015).

Os anos de 1981 a 1983 apresentam tendência de redução na dispersão dos preços de terras para lavouras (ver Figura 1). Segundo Goldin e Rezende (1993), esses anos foram caracterizados por aumento significativo dos preços reais de insumos – devido à elevação do preço internacional do petróleo –, bem como pela redução dos preços internacionais de produtos agrícolas. Nesse cenário, a produção agropecuária da região Centro-Sul, que era mais voltada às culturas de exportação, sendo altamente dependente de insumos importados, sofreu os maiores impactos. Consequentemente, os preços de terras para lavouras, nas regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste, apresentaram maiores reduções, diminuindo suas diferenças relativas aos preços médios praticados em estados

das regiões Norte e Nordeste. Assim, os fatores supracitados contribuíram para a redução da dispersão de preços de terras de lavouras a partir de 1981.

A recuperação da economia brasileira, a partir de 1983, explica a retomada da tendência de aumento da divergência dos preços de terras de lavouras entre os estados brasileiros. Com a queda do preço internacional do petróleo, associada à elevação dos preços de culturas de exportação, as terras da região Centro-Sul tiveram maior valorização do que as situadas em outras regiões (Goldin; Rezende, 1993).

Chama a atenção, ao se observar a Figura 1, o forte aumento na dispersão dos preços do hectare de terra nua para lavoura, entre os estados brasileiros, em 1986. De acordo com Goldin e Rezende (1993), esse comportamento pode ser explicado pelos desdobramentos do Plano Cruzado. Esse plano de estabilização dos preços da economia foi caracterizado por uma grande expansão monetária-creditícia, que reduziu as taxas de juros e induziu a uma fuga para a compra de ativos, tanto físicos como financeiros, tais como gado, terra agropecuária, imóveis urbanos, ações e até mesmo de contratos de *commodities* agrícolas. Isso causou uma elevação dos preços de terras em todas as regiões do País. Não obstante, como as terras da região Centro-Sul tinham maior liquidez, elas foram as que apresentaram maior valorização.

A súbita valorização das terras, além de tornar os produtores rurais mais ricos, tornou-os mais propensos à tomada de crédito e, conseqüentemente, ao maior endividamento do setor agropecuário. Com o fracasso do Plano Cruzado e a conseqüente elevação das taxas de juros, em 1987, muitos produtores rurais passaram a enfrentar dificuldades financeiras, o que contribuiu para uma significativa redução dos preços de terras nesse ano. Ao mesmo tempo, o setor agropecuário foi prejudicado por uma tendência de valorização da taxa de câmbio real ao final da década de 1980. Todos esses fatores contribuíram para uma acentuada redução dos preços de terras, notadamente na região Centro-Sul, o que ajuda a explicar a redução da dispersão desses preços nos anos de 1987 e 1988.

Em retrospectiva, é possível observar que a dispersão dos preços de cada hectare de terra nua para lavouras, durante a década de 1980, foi fortemente influenciada pela conjuntura externa e pelo Plano Cruzado. Ademais, o início da década de 1980 foi caracterizado por uma importante mudança na política agrícola: a substituição parcial e temporária do crédito rural subsidiado, como principal instrumento de apoio à agropecuária, pela Política de Garantia de Preços Mínimos – PGPM (Goldin; Rezende, 1993). Esta última, ao incluir culturas de consumo interno como arroz, feijão e milho beneficiou, em parte, produtores rurais de pequeno e médio portes, bem como produtores de áreas de fronteira. Entre as principais alterações da PGPM, destaca-se a adoção de regras de indexação dos preços mínimos à inflação, as quais foram introduzidas a partir da safra de 1981/1982, garantindo maior segurança aos produtores rurais. Outro fator importante foi o estabelecimento de um preço mínimo uniforme, independentemente da região, o que “beneficiou implicitamente os agricultores da fronteira em vez daqueles localizados nas melhores terras agrícolas próximas dos principais mercados” (Goldin; Rezende, 1993, p. 57).

O resultado das diferentes conjunturas econômicas e dos efeitos das diferentes políticas cambiais e agrícolas acima comentadas é que não houve tendência de dispersão dos preços de terras agrícolas entre 1979 e 1989, apesar de suas fortes variações ao longo desses anos (ver Figura 1). Em caminho oposto, entre os anos de 1989 e 1999, é possível observar, através da Figura 1, que houve uma clara tendência de convergência, ou seja, de redução da dispersão entre os preços de terras para lavouras entre os estados brasileiros. Essa nova tendência pode ser explicada pela valorização da taxa de câmbio real, a partir de 1992, e que vigorou até o final dessa década, bem como pelas políticas de desregulamentação e de abertura comercial. De acordo com Helfand e Rezende (2001), os preços dos produtos de consumo interno também foram impactados pela valorização cambial, uma vez que a abertura comercial implicava competição com produtos agrícolas importados. Entretanto, culturas de exportação como soja e cítricos (exportados na forma de sucos) sofreram, também, significativa redução dos preços internacionais, notadamente entre os anos de

1990 e 1994. Em virtude da concentração destas culturas na região Centro-Sul, a renda auferida com a produção agropecuária – e os preços de terras para lavouras – nessas regiões sofreram as maiores reduções, diminuindo suas diferenças em relação aos preços praticados nas regiões Norte e Nordeste.

Helfand e Rezende (2001) também chamam a atenção para as culturas de trigo e de café, que foram fortemente impactadas pelos processos de desregulamentação e de abertura comercial. No caso da cultura de trigo, a remoção gradual do subsídio à sua produção, entre os anos de 1987 e 1989, levou significativa redução do seu preço doméstico. Posteriormente, durante a década de 1990, a tendência de valorização da taxa de câmbio reduziria, ainda mais, os rendimentos auferidos com a triticultura. Como a região Sul detinha, de longe, a maior participação na produção nacional de trigo, é provável que a desregulamentação desse mercado tenha causado, nessa região, uma significativa queda nos preços de terras para lavouras na década de 1990.

Quanto ao mercado de café, a desregulamentação teve início em julho de 1989, quando o governo brasileiro rompeu com o Acordo Internacional do Café – AIC, sendo concluída em março de 1990, com a extinção do Instituto Brasileiro de Café – IBC (Melo, 1993; Bacha, 2018). De acordo com Melo (1993), o fim do AIC foi seguido de grande aumento nas exportações de café pelos demais países (especialmente Colômbia, Indonésia, México e Costa do Marfim, entre outros países exportadores de menor representatividade). Apesar da estratégia de retenção de estoques, adotada pelo governo brasileiro, o crescimento da oferta internacional de café gerou uma significativa redução do preço internacional do produto, especialmente nos primeiros anos da década de 1990. Em virtude da grande concentração da produção de café no Sudeste, essa região arcou com a maior parte do ônus referente à desregulamentação do setor.

Desse modo, pode-se inferir que os processos de desregulamentação e abertura comercial, conduzidos durante o final da década de 1980 e início dos anos de 1990, fizeram com que os preços de terras do Centro-Sul, principalmente das regiões Sul e Sudeste, sofressem as maiores reduções. Isso favoreceu o processo de convergência- σ , ou seja, de redução na dispersão entre os preços de terras para lavouras durante a década de 1990 (ver Figura 1). Ao longo desse período, as principais exceções foram os anos de 1993 e de 1994, quando houve grande aumento na dispersão dos preços (Figura 1). Segundo Helfand e Rezende (2001), esse movimento pode ser explicado pela baixa atratividade dos ativos financeiros nesses anos, que induziu a uma nova fuga de recursos para a compra de ativos de risco, como terra e rebanho bovino, por exemplo.

É interessante observar que o Plano Real, apesar de bem-sucedido no controle da inflação, foi seguido de um grande aumento das taxas de juros reais, o que não somente elevou a atratividade por ativos financeiros, como também lançou o setor agropecuário (altamente endividado) em uma grave crise financeira (Helfand; Rezende, 2001, p. 3). Esses fatores, associados à valorização da taxa de câmbio, implicaram reduções nos preços de terras para lavouras, notadamente na região Centro-Sul, em um processo de convergência que se estendeu até o ano de 1999 (Figura 1).

Por fim, a Figura 1 permite verificar que o último subperíodo em análise, entre os anos de 1999 e 2005, foi caracterizado por um processo de aumento da divergência, ou seja, de ampliação da dispersão nos preços de terras para lavouras entre os estados brasileiros. Entre os fatores que contribuíram para a evolução dos preços de terras nesse período, pode-se mencionar uma tendência de desvalorização da taxa de câmbio até 2003, que favoreceu as exportações de produtos agrícolas e agroindustriais, tais como farelo de soja, óleo de soja, café solúvel, suco de laranja, celulose, entre outros (Bacha, 2018). Em 2004 e 2005, a valorização da taxa de câmbio coincidiu com o aumento dos preços internacionais de *commodities* agrícolas, compensando o movimento desfavorável do câmbio e mantendo, por conseguinte, uma tendência de acentuada valorização das terras para lavouras nas regiões Centro-Oeste, Sudeste e Sul. Nessas regiões, em especial no Sudeste, também houve intensa conversão de terras agrícolas para uso urbano, o que teve grande impacto sobre os preços de terras de ambas as categorias (para lavoura e para pecuária) (FNP, 2012). Em geral,

esses fatores explicam a tendência de aumento da dispersão entre os preços de terras agrícolas no subperíodo de 1999 a 2005.

Os resultados apresentados na Figura 1 indicam que a tendência de convergência (ou não) dos preços de terras entre os estados deve ser avaliada por subperíodos e segundo o tipo de terra (no caso dos dados da FGV, considerando terras para lavouras e pastagens). Para ambas as categorias, portanto, foram estipulados os seguintes anos de corte: 1979, 1989, 1999 e 2005, a serem utilizados ao se estimar as equações (3) e (5) apresentadas na seção 2.

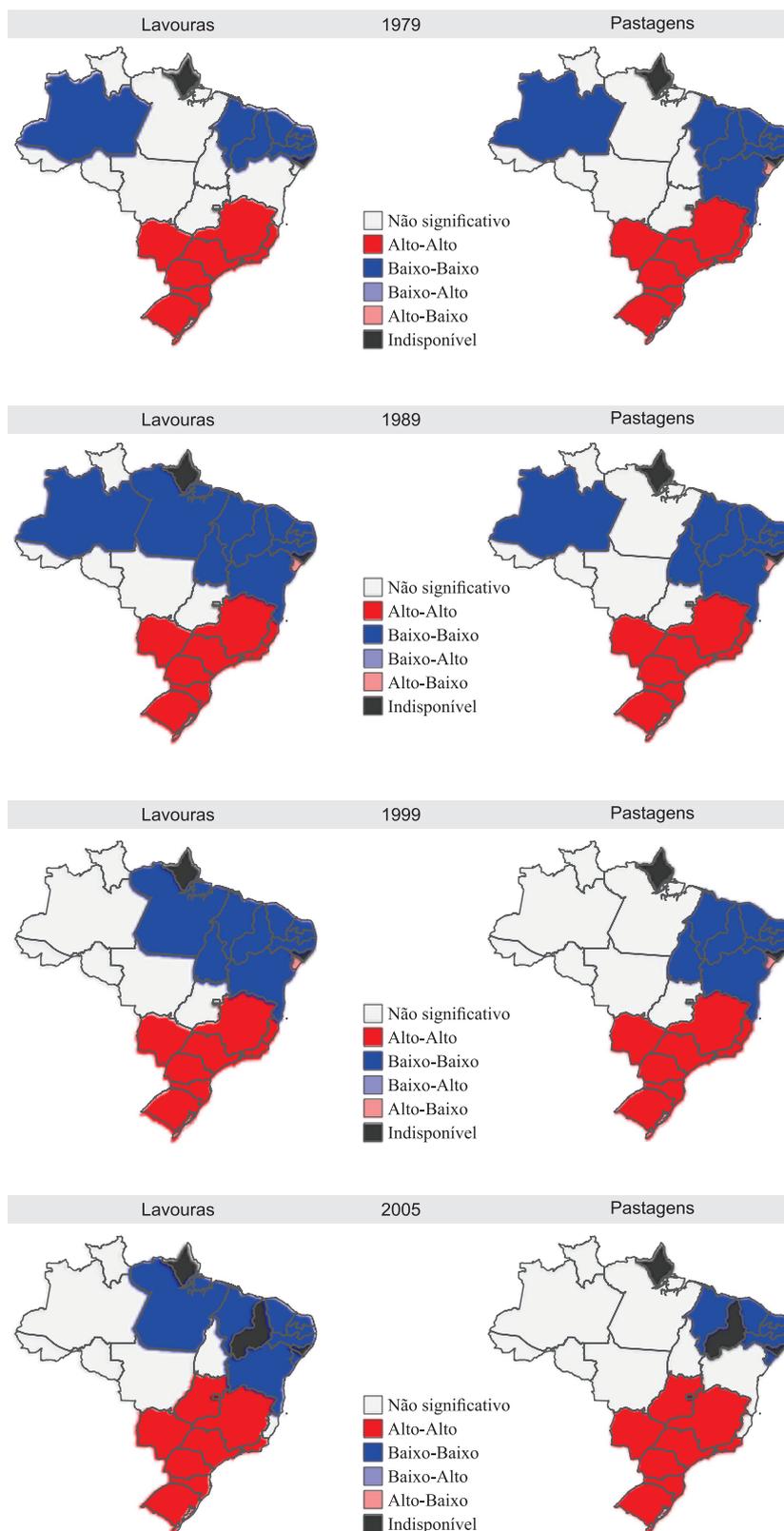
3.2 Análise Exploratória de Dados Espaciais

Uma vez que os subperíodos de análise foram devidamente identificados com o auxílio da Figura 1, os parâmetros de convergência- β absoluta podem ser estimados tanto para o período completo (de 1979 a 2005) como para os referidos subperíodos. No entanto, como serão utilizados modelos espaciais, é necessário que as estimativas de convergência sejam precedidas de uma Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE). Conforme indicado por Almeida (2012), esse tipo de análise requer, em primeiro lugar, o uso de uma matriz de correlação espacial (W) que seja representativa do tipo de conexão existente entre os estados brasileiros (ou unidades *cross section*). Nesse sentido, a matriz de distância inversa com corte de 1.000 km foi aplicada à operação de defasagem espacial dos preços de terras agrícolas.

A princípio, a AEDE revelou padrão global de autocorrelação espacial positivo para os preços de terras agrícolas de ambas as categorias (para lavouras e para pastagens) e em todos os períodos de corte. Estatisticamente significativos a 1%, os coeficientes I de Moran dos preços de terras para lavouras foram de 0,669, 0,748, 0,714 e 0,715 nos anos de 1979, 1989, 1999 e 2005, respectivamente. No caso dos preços de terras para pastagens, os coeficientes I de Moran também foram estatisticamente significativos a 1%, correspondendo a 0,564, 0,740, 0,599 e 0,604 nos anos de 1979, 1989, 1999 e 2005, respectivamente.

A Figura 2 contém os mapas dos *clusters* dos preços de terras para lavouras e para pastagens nos estados brasileiros e de acordo com os anos selecionados. Os mapas confirmam os resultados da estatística global de I de Moran, revelando o predomínio de autocorrelação espacial positiva. De modo geral, observa-se a existência de um *cluster* do tipo Alto-Alto (AA) na região Centro-Sul. Isso indica que os estados pertencentes a esse agrupamento apresentam preços de terras elevados, sendo circundados por estados com preços de terras igualmente elevados. As regiões Norte e Nordeste, em contrapartida, são caracterizadas pelo predomínio de um *cluster* do tipo Baixo-Baixo (BB). Ao contrário do que ocorre na região Centro-Sul, esse último *cluster* é constituído de estados nos quais os preços médios de terras agrícolas são relativamente baixos, tendo “vizinhos” em situação semelhante.

Figura 2 – *Clusters* dos preços de terras para lavouras e para pastagens nos estados brasileiros nos anos de 1979, 1989, 1999 e 2005 (5% de significância)



Fonte: Elaborado com base em dados da FGV (2015).

3.3 Análise econométrica da convergência dos preços de terras entre estados

A seguir são estimados os valores do I de Moran com diferentes matrizes de pesos espaciais, em separado para preços de cada hectare de terra nua para lavoura e para pastagens, de modo a identificar a matriz de pesos espaciais a ser escolhida. Em seguida, estima-se o Critério de Informação de Akaike (AIC) para escolher, entre os modelos apresentados na Tabela 1, o que melhor que se aplica para calcular a convergência beta absoluta. O subitem 3.3.2 apresenta as estimativas da convergência beta absoluta usando o modelo espacial previamente escolhido e comparando os resultados dessas estimativas com o que se obteria usando o método dos mínimos quadrados ordinários. Quando for o caso, o objetivo dessa comparação consiste em demonstrar que o modelo espacial é superior, ou seja, que é mais próximo da realidade que o modelo a-espacial. O subitem 3.3.3 apresenta as estimativas da equação (3) da convergência sigma.

3.3.1 Escolha da matriz de pesos espaciais e do modelo espacial

A análise de dispersão do preço da terra entre os estados brasileiros revelou a existência de três subperíodos distintos, quais sejam, de 1979 a 1989, de 1989 a 1999 e de 1999 a 2005. Para os subperíodos supracitados, além do período completo (de 1979 a 2005), a hipótese de convergência- β absoluta será inicialmente testada através do modelo de Mínimos Quadrados Ordinários – MQO e, quando necessário, por meio de um modelo visando ao controle da autocorrelação espacial nos resíduos. Assim, a primeira etapa da análise empírica consiste em testar, para todos os períodos, a hipótese de dependência espacial com diferentes matrizes de ponderação. Para os dados da FGV, em particular, foram utilizadas as matrizes de distância inversa, rainha (*queen*)⁴, e distância inversa com cortes de 1.000 km, 1.200 km e 1.400 km, conforme indicado na Tabela 3.

Com a exceção dos subperíodos de 1979 a 1989 e de 1999 a 2005, nos quais o teste I de Moran foi estatisticamente insignificante em todos os cenários, ou seja, usando todas as matrizes de pesos espaciais. O subperíodo de 1989 a 1999 e o período completo apresentaram resultados estatisticamente significativos, não sendo possível rejeitar a hipótese de autocorrelação espacial dos resíduos. Em ambos os referidos períodos, os resultados indicaram o uso da matriz de distância inversa com corte de 1.000 km (Tabela 3).

Tabela 3 – Teste I de Moran visando à escolha da matriz de pesos espaciais – preços de terras para lavouras

Matriz de pesos espaciais	1979 a 2005		1979 a 1989	
	Estatística	p-valor	Estatística	p-valor
Distância inversa	0,1950	0,0000	-0,0518	0,8930
Queen	0,4855	0,0024	-0,2010	0,2518
Distância inversa c/ corte de 1.000 km	0,4878	0,0002	-0,2325	0,1034
Distância inversa c/ corte de 1.200 km	0,3849	0,0008	-0,1361	0,3655
Distância inversa c/ corte de 1.400 km	0,3458	0,0004	-0,0789	0,7001
	1989 a 1999		1999 a 2005	
Distância inversa	0,0910	0,0070	0,0381	0,1245
Queen	0,2537	0,0510	0,0477	0,5686
Distância inversa c/ corte de 1.000 km	0,2705	0,0144	0,1535	0,1458
Distância inversa c/ corte de 1.200 km	0,2448	0,0108	0,1049	0,2132
Distância inversa c/ corte de 1.400 km	0,1876	0,0177	0,0667	0,2824

Fonte: Resultados da pesquisa.

4 No caso da matriz rainha (*queen*), recorreu-se à estratégia de “normalização”, que consiste em fazer com que a soma dos pesos espaciais, em cada linha da matriz, seja equivalente à unidade.

Na Tabela 4, é possível consultar o Critério de Informação de Akaike (AIC) registrado para cada modelo no período completo (de 1979 a 2005), bem como no subperíodo de 1989 a 1999 e usando a matriz inversa com corte de 1.000 km como matriz de pesos. Conforme destacado anteriormente, a hipótese de dependência espacial foi rejeitada tanto para o subperíodo inicial (de 1979 a 1989) como para o subperíodo final (de 1999 a 2005). Nesses casos, portanto, as estimativas foram realizadas somente através do método de Mínimos Quadrados Ordinários – MQO. No caso do período completo, que abrange os anos de 1979 a 2005, o modelo SDM é aquele que possui o menor critério de informação, sendo o mais indicado para o controle da autocorrelação espacial nos resíduos. Seguindo esse mesmo critério, os resultados indicaram o uso do modelo SAC no subperíodo de 1989 a 1999 (Tabela 4).

Tabela 4 – Critério de Informação de Akaike (AIC) visando à escolha do modelo espacial segundo períodos – preços de terras para lavouras

Modelo espacial	1979 a 2005	1989 a 1999
SAR	-110,1630	-89,8144
SEM	-112,0454	-91,7067
SAC	-111,3806	-95,1880
SDM	-112,1003	-91,8343
SDEM	-111,5990	-91,9854
GSM	-110,6659	-93,5189

Fonte: Resultados da pesquisa.

O procedimento supracitado, de escolha da matriz de pesos espaciais e do modelo espacial, também foi adotado para analisar os preços de terras para pastagens. No que tange à escolha da matriz de ponderação, os resultados da Tabela 5 permitem observar que a hipótese de dependência espacial foi rejeitada para os períodos inicial (de 1979 a 1989) e intermediário (de 1989 a 1999). Nesses intervalos, os valores do teste *I* de Moran foram estatisticamente insignificantes em todas as matrizes de pesos espaciais consideradas. Para esses casos, a aplicação do modelo de MQO deve proporcionar estimadores consistentes, dispensando-se o uso de modelos espaciais. Não se pode afirmar a respeito do período completo (de 1979 a 2005), em que a hipótese de autocorrelação espacial foi confirmada para todas as matrizes. No caso do último intervalo de tempo considerado, que abrange o período de 1999 a 2005, a Tabela 5 permite observar que a hipótese de dependência espacial não é rejeitada para a matriz de distância inversa com corte de 1.000 km (estatisticamente significativa a 1%), bem como para as matrizes de distância inversa com corte de 1.200 km e de 1.400 km, estatisticamente significantes a 5% e a 10%, respectivamente. Assim, tendo em vista a escolha da matriz de ponderação espacial que tem melhor performance (ou maior estatística *I* de Moran), optou-se pelo uso da matriz de distância inversa com corte de 1.000 km. Essa última matriz (de distância inversa com corte de 1.000 km) foi aplicada, portanto, às estimativas dos modelos espaciais para cálculo da convergência beta-absoluta para os preços de terra nua para pastagem no período completo (de 1979 a 2005) e nos anos de 1999 a 2005.

Tabela 5 – Teste I de Moran visando à escolha da matriz de pesos espaciais – Pastagens

Matriz de pesos espaciais	1979 a 2005		1979 a 1989	
	Estatística	p-valor	Estatística	p-valor
Distância inversa	0,1132	0,0048	-0,0595	0,7831
Queen	0,2556	0,0712	-0,1722	0,4011
Distância inversa c/ corte de 1.000 km	0,2598	0,0277	-0,1614	0,3642
Distância inversa c/ corte de 1.200 km	0,2490	0,0158	-0,0948	0,6584
Distância inversa c/ corte de 1.400 km	0,2284	0,0097	-0,0380	0,9387

Matriz de pesos espaciais	1979 a 2005		1979 a 1989	
	Estatística	p-valor	Estatística	p-valor
	1989 a 1999		1999 a 2005	
Distância inversa	0,0217	0,1935	0,0250	0,1927
Queen	0,0799	0,4205	0,1821	0,1607
Distância inversa c/ corte de 1.000 km	0,1167	0,2143	0,3311	0,0056
Distância inversa c/ corte de 1.200 km	0,0169	0,5955	0,2336	0,0200
Distância inversa c/ corte de 1.400 km	0,0044	0,6251	0,1426	0,0696

Fonte: Resultados da pesquisa.

A Tabela 6 contém o Critério de Informação de Akaike (AIC) estimado, para cada modelo espacial, tanto no período completo (de 1979 a 2005) como no último subperíodo (de 1999 a 2005) para os preços do hectare de terra nua para pastagem. É possível inferir que o modelo SDM é o mais indicado para o período completo (de 1979 a 2005). No caso do subperíodo de 1999 a 2005, observou-se que o modelo SAR é aquele que apresenta a menor estatística de AIC, sendo o mais indicado para a estimativa de convergência β -absoluta do preço do hectare de terras para pastagens.

Tabela 6 – Critério de Informação de Akaike (AIC) visando à escolha do modelo espacial segundo períodos – Pastagens

Modelo espacial	1979 a 2005	1999 a 2005
SAR	-117,1119	-64,0849
SEM	-117,9386	-63,4026
SAC	-117,2899	-62,0890
SDM	-119,5798	-63,5191
SDEM	-119,2562	-63,4531
GSM	-117,7521	-62,0081

Fonte: Resultados da pesquisa.

3.3.2 Convergência- β absoluta

Conforme exposto no item anterior, para os anos de 1979 a 1989 e de 1999 a 2005, a existência (ou não) da convergência beta-absoluta para os preços da terra para lavoura deve ser estimada usando apenas o método dos mínimos quadrados ordinários, assim como quando se analisa a existência ou não da convergência beta-absoluta para os preços do hectare de terra nua para pastagens nos anos de 1979 a 1989 e de 1989 a 1999. Nos demais casos, devem-se estimar os modelos indicados de econometria espacial e comparar os seus resultados com as estimativas de MQO. Com isso, poder-se-á avaliar a superioridade dos modelos espaciais nas estimativas realizadas para evidenciar o fenômeno em apreço. Posteriormente, a partir dos valores beta obtidos, é possível usar a equação (2) e calcular a velocidade de convergência (ou divergência) Φ em cada período e segundo o tipo de terra considerado.

Ao se considerar o período completo (de 1979 a 2005), observa-se que os resultados dos modelos de Mínimos Quadrados Ordinários – MQO teriam levado à rejeição da hipótese de convergência- β absoluta tanto para os preços de terras agrícolas quanto para os preços de terras para pastagens (Tabela 7). Não obstante, a incorporação de variáveis espacialmente defasadas, por meio do modelo SDM, alterou significativamente as estimativas dos coeficientes β , que passaram a ser negativos e estatisticamente significativos para ambas as categorias de terra (Tabela 7). No caso dos preços de terras para lavouras, a ocorrência de convergência- β absoluta não foi rejeitada a 5% de significância estatística, sendo que a velocidade de convergência (Φ) do período foi de 1,88% ao ano (Tabela 7). Quanto aos preços de terras para pastagens, o coeficiente β foi negativo

e estatisticamente significativo apenas a 10%, refletindo uma velocidade de convergência menor, de 1,09% ao ano (Tabela 7).

Tabela 7 – Estimativas de convergência- β absoluta por tipo de terra e por período usando informações em nível de estados

Coeficiente	Lavouras					
	1979 a 2005		1979 a 1989	1989 a 1999		1999 a 2005
	MQO	SDM	MQO	MQO	SAC	MQO
β	-0,0027	-0,0149**	-0,0016	-0,0263***	-0,0351***	0,0350**
ρ	-	0,5586***	-	-	-0,9113***	-
τ	-	0,0158**	-	-	-	-
λ	-	-	-	-	0,8053***	-
Φ	-0,0028	-0,0188	-0,0016	-0,0305	-0,0432	0,0318
Wald	0,36	14,50***	0,04	17,06***	51,00***	6,77***
Jarque-Bera	1,0089	2,672	40,0652***	0,3145	1,942	0,5113
White	2,9111	2,9392	1,1979	3,6938	5,7984*	0,751
Log Likelihood	55,709	61,0501	43,8442	48,5719	52,594	36,4332
R ²	0,0162	0,1413	0,0018	0,4156	0,4526	0,2274
Nº de observações	22	22	23	24	24	23
Coeficiente	Pastagens					
	1979 a 2005		1979 a 1989	1989 a 1999	1999 a 2005	
	MQO	SDM	MQO	MQO	MQO	SAR
β	0,0031	-0,0095*	0,0025	-0,0336***	0,0441**	0,0138
ρ	-	0,3660*	-	-	-	0,6199***
τ	-	0,0151**	-	-	-	-
λ	-	-	-	-	-	-
Φ	0,003	-0,0109	0,0025	-0,0409	0,0391	0,0133
Wald	0,57	8,57**	0,13	21,55***	5,88**	18,42***
Jarque-Bera	1,5161	2,981	8,5303**	0,812	0,8992	4,568
White	1,9675	0,9064**	0,312	1,1235	1,7911	0,3841
Log Likelihood	60,944	64,7899	48,9978	48,4019	32,3283	36,0425
R ²	0,0255	0,2631	0,0054	0,4731	0,2035	0,2986
Nº de observações	22	22	23	24	23	23

Fonte: Resultados da pesquisa.

Notas: *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,10$. A hipótese nula de homocedasticidade foi rejeitada para o modelo espacial de convergência do preço da terra para lavoura no período de 1989 a 1999. Isso também ocorreu no caso do modelo espacial de convergência do preço da terra para pastagem referente ao período completo, de 1979 a 2005. Em ambos os casos, foram utilizados erros-padrão robustos à heterocedasticidade.

Entre os anos de 1979 e 1989 (um período no qual as estimativas são realizadas somente por meio de MQO), constata-se que a hipótese de convergência beta-absoluta é rejeitada para os preços das duas categorias de terras (Tabela 7). Esses resultados estão de acordo com a exposição feita no item 3.1, pois tais anos foram caracterizados, de um lado, pela política cambial mais favorável às culturas de exportação e que poderia levar a uma maior valorização das terras na região Centro-Sul, acentuando a divergência regional de seus preços; e, de outro lado, houve maior ênfase na Política de Garantia de Preços Mínimos (PGPM) que beneficiava, sobretudo, os produtores rurais das regiões de fronteira, o que atuava no sentido aumentar a demanda e os preços de terras nessas regiões (Goldin; Rezende, 1993). Além disso, não se pode perder de vista que a economia brasileira atravessou, durante esse período de 1979 a 1989, ciclos econômicos e planos de estabilização monetária malsucedidos (Goldin; Rezende, 1993, p. 53), que ora geravam divergência (nas fases de crescimento), ora geravam convergência dos preços de terras (durante a recessão), o que explica a grande flutuação dos desvios-padrão desses preços.

No segundo subperíodo analisado (de 1989 a 1999), contudo, não é possível rejeitar a hipótese de convergência absoluta para os preços de ambos os tipos de terra analisados, sendo que os parâmetros de convergência- β absoluta são negativos e estatisticamente significativos a 1% nos modelos utilizados. Nesse caso, o sinal negativo do parâmetro de convergência- β absoluta pode indicar que: i) os estados com terras agrícolas relativamente baratas, no início do período, foram aqueles nos quais os preços das terras apresentaram as maiores taxas de crescimento de 1989 a 1999; ou ii) os estados com terras agrícolas relativamente caras, no início do período, foram aqueles nos quais as terras sofreram as maiores desvalorizações de 1989 a 1999. Conforme visto no item 3.1, esses anos foram caracterizados por uma tendência de valorização da taxa de câmbio, bem como de queda nos preços internacionais de produtos agrícolas e agroindustriais de exportação, tais como soja e suco de laranja. Ao mesmo tempo, os processos de desregulamentação e de abertura comercial, conduzidos pelo governo brasileiro entre o final da década de 1980 e o início dos anos de 1990, tiveram fortes impactos negativos sobre os preços de trigo e café (Helfand; Rezende, 2001).

Todos os elementos citados no parágrafo anterior reduziram a renda da agropecuária (e os preços de terras), notadamente na região Centro-Sul, que detinha a maior participação na produção das *commodities* agrícolas. Como os preços por hectare de terras nas regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste eram os mais elevados, os fatores supracitados contribuíram para a convergência dos preços deles entre os estados brasileiros. Além disso, é possível que a convergência tenha sido intensificada, a partir de 1995, pela grave crise financeira atravessada pelo setor agropecuário. A significativa elevação das taxas de juros após o Plano Real, quando os produtores rurais estavam altamente endividados, representou um duro golpe para o setor agropecuário, especialmente para os produtores da região Centro-Sul, que eram os principais beneficiários da política de crédito rural (Helfand; Rezende, 2001).

Considerando somente o preço de terras para lavouras no período de 1989 a 1999, a estimativa realizada por meio do modelo SAC levou à obtenção de uma velocidade de convergência (Φ) de -0,0432 (Tabela 7). Esse resultado indica que o período teria sido caracterizado por uma redução de 4,32% ao ano entre o preço da terra no momento inicial (P_t) e o seu valor de estado estacionário (P_*). No caso da convergência beta-absoluta para os preços de terras para pastagens (em que se usou o MQO), os resultados indicaram uma velocidade de convergência (Φ) de 4,09% ao ano no mesmo período de 1989 a 1999 (Tabela 7).

Quanto ao último subperíodo considerado, entre os anos de 1999 e 2005, a hipótese de convergência absoluta é rejeitada tanto para os preços de terras para lavouras como para pastagens (os coeficientes β são positivos e, em sua maioria, estatisticamente significativos). As estimativas obtidas por meio de Mínimos Quadrados Ordinários – MQO indicam, em ambos os casos, que ocorrem processos de divergência dos preços de terras entre os estados brasileiros. Ao se incorporar o controle da dependência espacial, o coeficiente β estimado torna-se estatisticamente não significativo no caso dos preços de terras para pastagens (apesar de ter sinal positivo). No caso de preços de terras para lavouras, a estimativa realizada por meio de MQO proporcionou um parâmetro Φ de 0,0318 (ver Tabela 7), indicando que o período de 1999 a 2005 teria sido caracterizado por uma velocidade de divergência, ou seja, de distanciamento em relação ao nível de estado estacionário, de 3,18% ao ano. No caso de preços de terras para pastagens, em contrapartida, a estimativa obtida por meio do modelo MQO foi de 3,91% ao ano. Isso indica que os preços de terras para pastagens apresentaram um ritmo de aumento das diferenças mais acentuado que aquele observado para os preços de terras para lavouras.

Conforme indicado na seção 2, o aumento na dispersão dos preços de terras de 1999 a 2005 coincidiu com um período no qual as exportações de produtos agropecuários foram favorecidas, ora pela desvalorização do câmbio (entre 1999 e 2002), ora pelo aumento dos preços internacionais (a partir de 2003). Esses fatores, associados à crescente pressão da urbanização, explicariam a acentuada valorização dos preços de terras nas regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste, em detrimento das terras situadas nas regiões Norte e Nordeste.

3.3.3 Convergência- σ

Na Tabela 8, são apresentadas as estimativas de convergência- σ para o período completo, entre os anos de 1979 e 2005, e para os intervalos de 1979 a 1989, de 1989 a 1999 e de 1999 a 2005. O coeficiente de convergência- σ (Ψ_2) do período completo (de 1979 a 2005) é negativo para os preços de terras para lavouras e positivo para os preços de terras para pastagens, mas ambos são estatisticamente insignificantes. Observa-se, portanto, que não é possível identificar uma tendência de aumento ou de redução na dispersão dos preços de cada hectare de terras para lavouras ou para pastagens. Assim, apesar da não rejeição da hipótese de convergência- β absoluta (conforme visto na seção anterior), o período de 1979 a 2005 não teria sido caracterizado pela ocorrência de convergência- σ . Esse resultado é compatível com o apresentado por Barro e Sala-i-Martin (1995), que demonstram que a convergência- β absoluta é uma condição necessária, mas não suficiente para a ocorrência de convergência- σ .

Os resultados da Tabela 8 também permitem observar que os coeficientes Ψ_2 do primeiro subperíodo (de 1979 a 1989) são estatisticamente não significantes a 10%, apesar de positivos. No caso do primeiro subperíodo, como o parâmetro de convergência- β absoluta havia sido estatisticamente não significativo a 10% para ambas as categorias de terra (lavouras e pastagens), já era esperado que ele não seria caracterizado pela convergência- σ , não sendo possível identificar tendência de aumento ou de redução na dispersão dos preços de terras entre os estados brasileiros entre os anos de 1979 e 1989.

Conforme visto também na seção anterior, o subperíodo intermediário (de 1989 a 1999) foi o único em que a hipótese de convergência- β absoluta não foi rejeitada estatisticamente para os preços por hectare das duas categorias de terra analisadas (terras para lavoura e para pastagem). Assim, há evidências de que a evolução do preço da terra foi caracterizada não somente pela convergência- β absoluta (Tabela 7), como também pela convergência- σ (Tabela 8), que denota um claro processo de redução da variabilidade ou dispersão do preço da terra ao longo do tempo. Conforme indicado na Tabela 8, essa última hipótese é confirmada para as duas categorias de terra (para lavouras e para pastagens) no subperíodo de 1989 a 1999.

Tabela 8 – Estimativas de convergência- σ por tipo de terra e por período

Parâmetros	1979 a 2005		1979 a 1989	
	Lavouras	Pastagens	Lavouras	Pastagens
Ψ_2	-0,0003	0,0008	0,0000	0,0019
	(0,0011)	(0,0013)	(0,0020)	(0,0017)
Wald	0,0600	0,3800	0,0000	1,2700
Jarque-Bera	1,4500	1,088	0,7194	0,1399
White	8,3058**	8,4141**	0,3073	3,2919
Durbin-Watson	1,8303	1,8164	1,8834	1,59022
Log Likelihood	65,9167	68,0934	27,98732	30,0334
R ²	0,0497	0,0014	0,0000	0,1231

Tabela 8 – Estimativas de convergência- σ por tipo de terra e por período

Parâmetros	1989 a 1999		1999 a 2005	
	Lavouras	Pastagens	Lavouras	Pastagens
Ψ_2	-0,0081***	-0,0078***	0,0141***	0,0149***
	(0,0015)	(0,0018)	(0,0016)	(0,0015)
Wald	28,37***	19,50***	78,54***	100,08***
Jarque-Bera	4,4830	6,7340**	0,7173	0,6429
White	2,4465	1,4438	3,1450	1,5804
Durbin-Watson	1,4929	1,3805	1,7970	1,4363

Parâmetros	1989 a 1999		1999 a 2005	
	Lavouras	Pastagens	Lavouras	Pastagens
Log Likelihood	31,0075	29,3153	24,7125	25,1598
R ²	0,7591	0,6842	0,9401	0,9524

Fonte: Resultados da pesquisa.

Notas: *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,10$. Erro-padrão entre parênteses. A partir do teste de White, a hipótese nula de homocedasticidade foi rejeitada a 5% de significância para as regressões dos preços de terras de ambas as categorias (para lavouras e para pastagens) no período de 1979 a 2005. Como contramedida, foram utilizados erros-padrão robustos à heterocedasticidade.

Por fim, é interessante observar que os resultados obtidos para o último subperíodo (de 1999 a 2005) indicam claro processo de divergência, ou seja, de aumento da dispersão dos preços da terra entre estados brasileiros, pois os coeficientes Ψ_2 são positivos e estatisticamente significativos a 1% (Tabela 8). Isso significa que o subperíodo de 1999 a 2005 foi caracterizado por um processo de aumento das diferenças entre os preços de terras agrícolas dos estados brasileiros.

4 CONCLUSÕES

Analisando a evolução da dispersão do logaritmo do preço da terra ao longo dos 27 anos avaliados, foi possível identificar três subperíodos distintos, quais sejam, de 1979 a 1989, de 1989 a 1999 e de 1999 a 2005, os quais mostram comportamentos distintos do que se observa quando se considera todo o período de 1979 a 2005. Assim, as estimativas das convergências beta e sigma foram feitas para quatro períodos.

Os resultados referentes ao período completo (de 1979 a 2005) demonstraram a importância de se controlar a autocorrelação espacial nos resíduos. Considerando apenas os resultados obtidos na estimativa via MQO, a hipótese de convergência- β absoluta dos preços teria sido rejeitada para os preços de ambas as categorias de terra (para lavouras e para pastagens). Não obstante, a incorporação de variáveis espacialmente defasadas proporcionou significativa alteração nas estimativas dos coeficientes β . Para ambas as categorias de terra (para lavouras e para pastagens), os resultados proporcionados pelo modelo SDM não permitiram rejeitar estatisticamente a hipótese de convergência- β absoluta dos preços das terras no período de 1979 a 2005. As velocidades de convergência foram de 1,88% e 1,09% ao ano para os preços das terras para lavouras e para pastagens, respectivamente. Ademais, é importante destacar que a convergência- β absoluta não foi acompanhada de convergência- σ no período de 1979 a 2005, evidenciando que a convergência- β absoluta é uma condição necessária, mas não suficiente para a ocorrência de convergência- σ .

Os resultados acima, no entanto, encobrem comportamentos distintos ao longo dos 27 anos analisados. Constatou-se que as hipóteses de convergência- β absoluta e de convergência- σ não foram rejeitadas estatisticamente no subperíodo de 1989 a 1999, embora tenham sido rejeitadas nos demais subperíodos. Ou seja, esses 11 anos (a maior parte referente à década de 1990) geram efeitos que se contrapõem aos anos anteriores e posteriores. Mas qual teria sido a característica distintiva do subperíodo de 1989 a 1999?

Analisando as variáveis macroeconômicas e as políticas adotadas pelo governo brasileiro, observou-se que os anos de 1989 a 1999 foram caracterizados pela tendência de valorização da taxa de câmbio. Esta última teve impacto negativo sobre a renda auferida com culturas de exportação, especialmente com soja e citros. Como essas culturas se concentravam na região Centro-Sul, a renda agropecuária e, conseqüentemente, os preços de terras agrícolas nessa região sofreram os maiores impactos, o que contribuiu para a convergência do preço da terra entre os estados brasileiros.

Além da valorização da taxa de câmbio, fatores como o processo de desregulamentação econômica de alguns setores econômicos e a abertura comercial também desempenharam um papel relevante nesse processo de convergência de preços de terras entre os estados brasileiros. Por último,

mas não menos importante, destaca-se o significativo aumento das taxas de juros reais a partir de 1994 (após o Plano Real), que elevou o endividamento dos produtores rurais, diminuindo o crescimento do setor agropecuário. Em virtude da grande concentração de crédito rural nas regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste, os produtores dessas regiões tiveram que arcar com a maior parte desse custo financeiro, o que certamente diminuiu as negociações com terras, com um impacto negativo sobre o preço desse ativo.

No subperíodo de 1989 a 1999, houve uma redução proporcionalmente maior na renda (e nos preços de terras) das propriedades situadas nas regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste. Isso ocorreu, principalmente, pelo fato de que essas regiões apresentavam maior integração em relação ao mercado internacional. No subperíodo de 1999 a 2005, ao contrário, as exportações do setor agropecuário foram beneficiadas por fatores como desvalorização da taxa de câmbio (até o ano de 2003) e aumento dos preços de *commodities* agropecuárias a partir de 2003. Naturalmente, os estados da região Centro-Sul, mais integrados às “correntes” do mercado internacional, foram os principais beneficiários desses processos, de maneira que a renda agropecuária e os preços de terras (para lavouras e para pastagens) apresentaram crescimento proporcionalmente maior, distanciando-se dos preços que vigoravam nas regiões Norte e Nordeste. Conseqüentemente, a hipótese de convergência- β absoluta foi rejeitada estatisticamente para ambas as categorias de terras no período de 1999 a 2005. No caso de terras para lavouras, inclusive, as estimativas do modelo espacial indicaram divergência, uma vez que o coeficiente de convergência (β) foi positivo (0,0350) e estatisticamente significativa a 5%.

Infelizmente, a descontinuidade dos dados sobre preços de terras levantados pela FGV para vários estados brasileiros a partir de 2006 dificulta uma análise mais atual do comportamento da existência ou não da convergência desses preços, mas a metodologia adotada neste artigo serve para o acompanhamento da convergência à medida que novas fontes de dados de preços de terra agropecuária estejam disponíveis. Ademais, novos estudos podem lançar luz sobre características e influências que permanecem pouco esclarecidas. Seria interessante, por exemplo, a realização de estimativas de convergência condicional (considerando variáveis como inflação, taxa de juros e volume de crédito rural, entre outras) dos preços de terras agrícolas nos estados brasileiros. Por fim, salienta-se que as estimativas de convergência- β absoluta e/ou de convergência condicional também podem ser feitas com os dados agrupados em painel.

REFERÊNCIAS

- ALMEIDA, E. S. **Econometria espacial aplicada**. Campinas: Editora Alínea, 2012. 498 p.
- ALMEIDA, E. S.; PEROBELLI, F. S.; FERREIRA, P. G. C. Existe convergência espacial da produtividade agrícola no Brasil? **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v. 46, n. 1, p. 31-52, jan./mar. 2008.
- BACHA, C. J. C. **Economia e Política Agrícola no Brasil**. 1. ed. Campinas: Editora Alínea, 2018. 316 p.
- BACHA, C. J. C.; STEGE, A. L.; HARBS, R. Ciclos de preços de terras agrícolas no Brasil. **Revista de Política Agrícola**, v. 25, n. 4, p. 18-37, 2016.
- BRASIL. **Lei nº 9.393, de 19 de dezembro de 1996**. Dispõe sobre o Imposto sobre a Propriedade Territorial Rural - ITR, sobre pagamento da dívida representada por Títulos da Dívida Agrária e dá outras providências. Disponível em: https://www.planalto.gov.br/ccivil_03/leis/19393.htm. Acesso em: 27 ago. 2022.

- BARRO, R. J.; SALA-I-MARTIN, X. **Economic Growth**. New York: McGraw-Hill, 1995. 539 p.
- BRANDÃO, A. S. P. O preço da terra no Brasil: verificação de algumas hipóteses. **Ensaio Econômicos da EPGE**, Rio de Janeiro, n. 79, p. 1-86, 1986.
- BRANDÃO, A. S. P.; REZENDE, G. C. The behaviour of land prices and land rents in Brazil. *In: AGRICULTURE AND GOVERNMENTS IN AN INTERDEPENDENT WORLD*, 1989, Buenos Aires. **Anais...** Buenos Aires: IAAE, p. 717-727, 1989.
- CASTRO, L. S. Aspectos Espaciais da Produtividade do Leite Brasileiro nos Anos Censitários do Século XXI. **Revista Portuguesa de Estudos Regionais**, n. 61, p. 105-120, 2022.
- COELHO, R. L. P.; FIGUEIREDO, L. Uma Análise da Hipótese da Convergência para os Municípios Brasileiros. **Revista Brasileira de Economia**, v. 61, n. 3, p. 331-352, jul./set. 2007.
- DIAS, G. L. S.; VIEIRA, C. A.; AMARAL, C. M. **Comportamento do mercado de terras no Brasil**. Santiago de Chile: CEPAL, 2001. 83 p. Disponível em: http://repositorio.cepal.org/bitstream/handle/11362/4478/S01010083_pt.pdf?sequence=1. Acesso em: 01 dez. 2017.
- FERNANDES, D. P.; JUSTO, W. R.; ROCHA, R. M. Análise da convergência de renda nos municípios do Rio Grande do Norte, Brasil, entre 1991-2014. **Revista Brasileira de Desenvolvimento Territorial Sustentável GUAJU**, Matinhos, v. 7, n. 2, jul./dez. 2021.
- FERREIRA, P. C. G.; ELLERY JUNIOR, R. G. Convergência entre a renda per capita dos estados brasileiros. **Revista de Econometria**, v. 16, n. 1, p. 83-103, abr. 1996.
- FERREIRA, A. H. B. Concentração regional e dispersão das rendas per capita estaduais: um comentário. **Estudos Econômicos**, v. 20, n. 1, p. 47-63, jan./mar. 1999.
- GASQUES, J. G.; PAUWELS, L.; BASTOS, E. T.; GEBARA, J. J. Preços de terras no Brasil, financiamento e produtividade total dos fatores. *In: ENCONTRO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA*, 44., Administração e Sociologia Rural (SOBER), 2006, Fortaleza, **Anais...** Fortaleza: Sober, 2006 [CD-ROM].
- GOLDIN, I.; REZENDE, G. C. **A Agricultura Brasileira na Década de 80: Crescimento numa Economia em Crise**. Rio de Janeiro: IPEA, 1993 (Série IPEA 138).
- HARBS, R. **Análise do comportamento dos preços de terras agrícolas no Brasil**. 205 p. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2020.
- HELFAND, S. M.; REZENDE, G. C. Brazilian Agriculture in the 1990s: Impact of the Policy Reforms. **Texto para discussão do IPEA**, Rio de Janeiro, n. 785, jan. 2001. 44 p.
- INFORMA ECONOMICS FNP. **Agriannual 2013**: anuário da agricultura brasileira. São Paulo: IEG/FNP, 2012. 480 p.
- LOPES, J. L. **Avaliação do processo de convergência da produtividade da terra na agricultura brasileira no período de 1960 a 2001**. 208 p. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2004.
- MALASSISE, R. L. S.; PARRÉ, J. L.; FRAGA, G. J. O Comportamento do Preço da Terra Agrícola: um modelo de painel de dados espaciais. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Piracicaba, v. 53, n. 4, p. 645-666, out./dez. 2015.

McCUNN, A.; HUFFMAN, E. E. Convergence in US productivity growth for agriculture: implications of interstate research spillovers for funding agricultural research. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 82, n. 2, p. 370-388, maio 2000.

MELO, F. B. H. Café brasileiro: não a um novo acordo internacional. **Revista de Economia Política**, v. 13, n. 4, p. 37-46, out./dez. 1993.

OLIVEIRA JUNIOR, J. N.; DINIZ, M. B.; CASTELAR, I.; FERREIRA, R. T. Determinação dos clubes de convergência da renda per capita agrícola - uma análise para os municípios cearenses. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 47, n. 4, p. 995-1021, out./dez. 2009.

PLATA, L. E. A. **Mercados de terras no Brasil: gênese, determinação de seus preços e políticas**. 2001. 115 p. Tese (Doutorado em Economia) – Instituto de Economia, UNICAMP, Campinas, 2001.

REYDON, B. P. **Mercados de terras agrícolas e determinantes de seus preços no Brasil: um estudo de casos**. 1992. 322 p. Tese (Doutorado em Economia) – Instituto de Economia, UNICAMP, Campinas, 1992.

REYDON, B. P.; PLATA, L. E. A.; SPAROVEK, G.; GOLDSZMIDT, R. G. B.; TELLES, T. S. Determination and forecast of agricultural land prices. **Nova Economia**, Belo Horizonte, v. 24, n. 2, p. 389-408, maio/agosto de 2014.

ROMER, D. **Advanced Macroeconomics**. 4. ed. New York: McGraw-Hill, 2006.

VALDÉS, B. D. **Economic growth: theory, empirics and policy**. Corwall: MPG Books Ltd, 1999. 197 p.

REDUÇÃO DE HOMICÍDIOS PELOS PROGRAMAS “PACTO PELA VIDA” E “UNIDADES DE POLÍCIA PACIFICADORA” ENTRE 2008 E 2017: UMA ANÁLISE POR CONTROLE SINTÉTICO

Reduction of homicides by the “Pacto for Life” and “Unidades de Polícia Pacificadora” programs between 2008 and 2017: a synthetic control approach

Veneziano de Castro Araújo

Graduado em Engenharia da Computação – Universidade de São Paulo. Doutor em Engenharia de Produção – Universidade de São Paulo. Prof. Adjunto do Departamento de Economia da Universidade Federal de São Paulo. R. Oleska Winogradow 100, Osasco, SP. veneziano.araujo@unifesp.br

Murillo Amorim Costa

Bacharel em Ciências Econômicas – Universidade Federal de São Paulo. murilloccosta96@gmail.com

Resumo: O presente artigo busca avaliar a redução das taxas de homicídios ao longo de dez anos (2008 a 2017) associada aos programas Pacto Pela Vida (PPV) e Unidades de Polícia Pacificadora (UPPs), implantados em Pernambuco e no Rio de Janeiro, respectivamente. Para tal, usa o método de Controle Sintético, que recria as tendências das taxas de homicídios no caso de não realização dos programas usando uma ponderação dos estados não tratados. Os resultados mostram queda expressiva nesses indicadores nos primeiros anos com posterior redução da diferença em ambos os casos. Um procedimento de placebo atesta significância estatística em três anos do PPV e em um ano das UPPs. Por fim, as taxas obtidas nos resultados correspondem a cerca de 40 mil vidas que podem ter sido poupadas no período.

Palavras-chave: avaliação; política pública; controle sintético; crime; homicídio.

Abstract: The aim of this paper is to evaluate the reduction in homicide rates over ten years (2008 to 2017) associated with the Pacto Pela Vida (PPV) and Pacifying Police Units (UPPs) programs implemented in Pernambuco and Rio de Janeiro, respectively. To do so, it uses the Synthetic Control method that recreates trends in homicide rates in the case of non-implementation of programs using a weighting of untreated states. Our results show a significant drop in these indicators in the first years with a subsequent reduction in the difference in both cases. A placebo procedure attests to statistical significance at three years of PPV and at one year of UPPs. Finally, the rates obtained in the results correspond to about 40 thousand lives that may have been saved in the period.

Keywords: evaluation; public policy; synthetic control; crime; homicide.

JEL-Code: K14, O29, C33.

1 INTRODUÇÃO

Pernambuco e Rio de Janeiro iniciaram em 2008 programas de Segurança Pública denominados Pacto Pela Vida (PPV) e Unidades de Polícia Pacificadora (UPPs). Eles visavam a reduzir as taxas criminais que tinham níveis historicamente superiores à média nacional nesses estados. Apesar das distintas configurações criminais desses estados e de terem concepções e mecanismos diferentes, os programas receberam crédito pela redução expressiva da criminalidade nos anos seguintes e sinalizaram comprometimento estatal no enfretamento da violência. Porém, passados alguns anos, a tendência de redução das taxas criminais apresentou reversão.

Nesse cenário, é importante avaliar apropriadamente o impacto desses programas ao longo dos anos como forma de mensurar a sua efetividade, levantar boas práticas e embasar aprimoramentos. Porém, para que esta avaliação vá além da comparação descritiva da evolução dos indicadores criminais, é preciso contar com um contrafactual válido para essas políticas públicas locais. Em casos como esses, há vantagens do uso do método de Controle Sintético, que é a estratégia empírica adotada neste trabalho. O método cria um contrafactual, chamado Controle Sintético, para cada unidade (estado) avaliada, que é gerado a partir da ponderação das demais unidades não tratadas do Brasil. Ele reproduz a tendência criminal hipotética caso o estado não tivesse recebido o programa específico, permitindo analisar o efeito do PPV e das UPPs sobre as taxas de homicídio ao longo de dez anos (2008 a 2017).

Os resultados apontam uma similaridade entre os dois programas com redução nos homicídios frente ao seu Controle Sintético nos primeiros anos, mas uma redução dessa diferença nos anos finais da série. Por meio de um procedimento de placebo, é possível assegurar significância estatística dessa redução em três dos anos iniciais do PPV (2010 a 2012) e em apenas um ano das UPPs (2009), apontando resultados mais robustos do PPV. Quando as diferenças de taxas entre tratado e controle são convertidas em número de homicídios, é possível verificar que os programas podem ter sido responsáveis por salvar mais de 40 mil vidas nesses dez anos.

A contribuição deste artigo é dupla para a literatura sobre criminalidade no Brasil. Primeiro, avalia dois relevantes programas de Segurança Pública em estados da Federação com criminalidade superior à média nacional para um período de dez anos. Segundo, adota método de Controle Sintético que é bastante adequado à avaliação de políticas públicas localizadas, mas ainda foi pouco utilizado em estudos sobre o tema no mundo e no Brasil.

Este artigo está estruturado em cinco seções, incluindo esta introdução. A segunda seção apresenta brevemente o cenário da Segurança Pública nos dois estados e os programas estudados (Pacto Pela Vida e Unidades de Polícia Pacificadora). A terceira seção explica brevemente o método de Controle Sintético e faz uma revisão dos trabalhos que o utilizam na avaliação do efeito de políticas públicas sobre a criminalidade. Na quarta seção, são apresentados e discutidos os resultados do modelo sintético. A quinta e última seção contém as principais conclusões deste trabalho e recomendações de pesquisa futura.

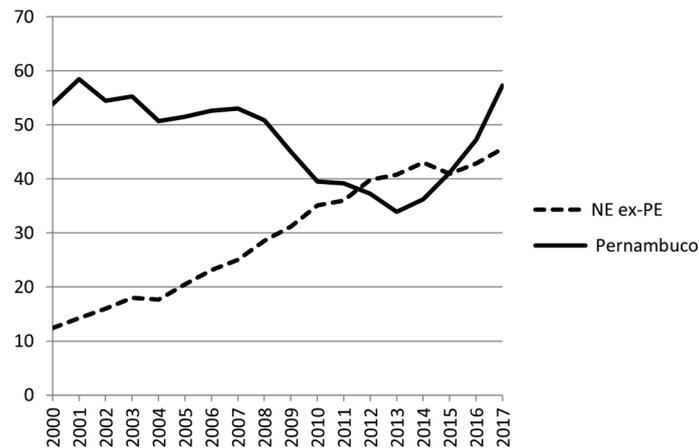
2 SEGURANÇA PÚBLICA E CASOS ESTUDADOS

Entre 2000 e 2015, a média nacional de homicídios cresceu 10,6%, passando de 26,1 para 28,9 homicídios/100 mil hab. Essa expansão não ocorreu de forma igual nas regiões brasileiras, sendo mais expressiva nas regiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste. Cerqueira *et al.* (2018) destacam uma heterogeneidade ainda maior no nível estadual – o Rio Grande do Norte passou por um aumento de 232,0%, enquanto São Paulo reduziu os homicídios em 44,3% nesse período. No que diz respeito aos estados analisados, houve redução da criminalidade no Rio de Janeiro e Pernambuco, mas a diminuição no Rio de Janeiro estava em linha com seus vizinhos do Sudeste, enquanto Pernam-

buco apresenta-se como uma exceção, sendo o único estado do Nordeste com redução no período (Cerqueira *et al.*, 2018).

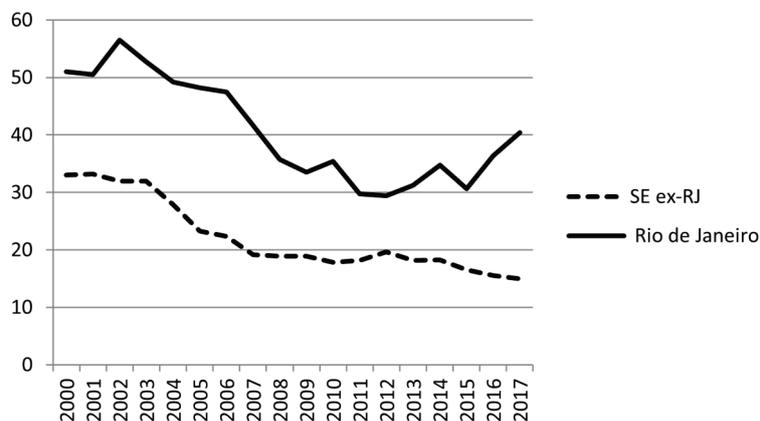
Analisando as taxas de homicídio de Pernambuco e a média dos demais estados do Nordeste entre 2000 e 2017 (Gráfico 1), verifica-se que Pernambuco apresenta índices bastante superiores à média dos demais estados da região, mas os níveis tornam-se bastante comparáveis por volta de 2010. Ocorre uma queda contínua das taxas de homicídios em Pernambuco até 2014, quando ocorre uma reversão, que condiz com a afirmação de Ratton *et al.* (2014) de que o programa teria perdido eficácia. Em contraste, nos demais estados do Nordeste houve um aumento contínuo ao longo de todo o período.

Gráfico 1 – Taxa de homicídios por 100 mil hab. de Pernambuco e Nordeste ex-PE



Fonte: FBSP (2018).

Gráfico 2 – Taxa de homicídios por 100 mil hab. do Rio de Janeiro e Sudeste ex-RJ



Fonte: FBSP (2018).

No Rio de Janeiro, verifica-se uma tendência distinta (Gráfico 2). Nesse período, as taxas do Rio de Janeiro e do Sudeste caem continuamente. Porém, a partir de 2014, a taxa do Rio de Janeiro volta a subir, enquanto as dos demais estados continuam caindo. Ou seja, verifica-se uma reversão na queda da criminalidade do Rio de Janeiro a partir de 2014.

Ainda que tenham dinâmicas distintas, os dois programas apresentaram uma redução nos anos iniciais do programa e uma reversão, mas quando comparado a seus vizinhos, as suas tendências criminais mostram particularidades relevantes. A seguir, são apresentados os dois programas a partir de dados institucionais e da literatura.

1.2 Pernambuco: Programa Pacto pela Vida

Na década de 1990, Pernambuco apresentou um grande aumento nas taxas de homicídio, chegando aos anos 2000 como um dos estados mais violentos do País (Nóbrega Jr., 2010). Visando a reduzir a criminalidade, o governo estadual idealizou o programa Pacto pela Vida (PPV), preparado ao longo de 2007 e implantado a partir de 2008. O programa combina elementos de repressão e prevenção, com inovação de gestão e coordenação da Secretaria de Planejamento, sinalizando comprometimento político, com meta de reduções anuais de 12% nos índices de criminalidade (Ratton *et al.*, 2014).

Zaverucha e Nóbrega Jr. (2015) destacam quatro eixos do PPV: 1) expandir e qualificar a força policial; 2) aprimorar a administração prisional e a ressocialização; 3) melhorar os mecanismos de prevenção; e 4) articular os atores da segurança pública. Com relação ao primeiro ponto, os autores destacam o aumento no efetivo policial, passando de 199 para 255 policiais por 100 mil hab. entre os anos de 2007 e 2009. Porém, os autores destacam mais a importância da inteligência policial e o comprometimento político com metas e acompanhamento mensal.

Na mesma linha, Ratton *et al.* (2014) apontam como diferencial do PPV seu projeto institucional com ações coordenadas, transversais e planejadas com continuidade no tempo e dotado de mecanismos de monitoramento com prioridades, metas e de mecanismos de gestão. Os autores também destacam a territorialização que permitiu identificar particularidades, gerando indicadores e metas locais com gratificações por ações como a apreensão de armas. Por fim, outra característica do programa foi a fortalecimento do Departamento de Homicídios e Proteção à Pessoa (DHPP) para a investigação dos Crimes Violentos Letais Intencionais (CVLI).

Os resultados foram rapidamente visíveis. Zaverucha e Nóbrega Jr. (2015) destacam, por exemplo, a melhoria na produtividade policial do DHPP, que quase quadruplicou o número de inquéritos após o início do programa. Além disso, apontam a redução nos homicídios e sugerem o encarceramento como importante mecanismo para que isso aconteça.

O trabalho de Silveira Neto *et al.* (2022) avaliou o PPV adotando também Controle Sintético. Os autores apontaram uma diferença de 11,3 p.p. entre as taxas de homicídios de Pernambuco e seu controle e ilustraram o efeito do programa. Porém, Silveira Neto *et al.* (2022) também apontam para um recrudescimento da criminalidade em Pernambuco a partir de 2014.

A piora nos indicadores criminais do estado levou alguns especialistas a apontar uma perda de dinamismo do PPV. Ratton e Daudelin (2018), por exemplo, detalham que o declínio do programa seria motivado por questões institucionais e políticas.

2.2 Rio de Janeiro: Unidades de Polícia Pacificadora

O tráfico de drogas tem papel central na criminalidade no Rio de Janeiro. A proximidade entre comunidades e bairros de classe média e alta facilita o tráfico de drogas e seu alto lucro motiva a defesa das áreas com a luta entre grupos criminosos. Visando a lidar com essa situação, surgiu o programa de Unidades de Polícia Pacificadora (UPPs). Entre 2007 e 2008, foram definidas as linhas gerais desse projeto com bases distintas da simples repressão ao crime organizado. Até aquele momento, o policiamento rotineiro das favelas e comunidades (rondas, operações, patrulhamentos) e operações especiais eram feitos por destacamentos ou companhias sem incentivos ou preparação específica (Cano; Ribeiro, 2016).

A nova estratégia centrou-se no conceito de Política Comunitária ou Política de Proximidade com foco em retomar do crime organizado o controle territorial, centrado em reduzir a violência letal e prover serviços públicos, formalizar atividades econômicas e na reinserção dos territórios e seus habitantes no conjunto da cidade. Para garantir sua correta aplicação, o modelo envolveu bônus salariais para os policiais das UPPs e formação em Direitos Humanos e na Doutrina da Polícia Comunitária (Cano *et al.*, 2012; Cano; Ribeiro, 2016).

Cunha e Mello (2011) e Cruz e Ucko (2018) apontam que, na concepção do programa, a atuação policial envolve um complemento de serviços, equipamentos urbanos e ações de saúde e educação, reunidas sob a denominação de UPP Social.

O programa foi iniciado em 2008 e até 2015 inaugurou 42 bases de UPPs na região metropolitana do Rio de Janeiro. Cano *et al.* (2012) apontam as quatro etapas de implantação: 1) intervenção tática para recuperar o controle territorial (incursões); 2) estabilização, para preparar o terreno; 3) implantação da UPP, quando policiais treinados para o programa assumem; e 4) avaliação e monitoramento.

Em 2008, o processo foi iniciado nas Comunidades de Santa Marta, Batan e Cidade de Deus com a incursão policial e posterior instalação de Companhias de Policiamento Comunitário. No ano seguinte, foi iniciado o Sistema Integrado de Metas com recompensas e metas regionais de redução de letalidade, que, segundo Misse (2014), teve importância expressiva devido ao efeito direto sob a ponta operacional.

Cano *et al.* (2012) apontam que um elemento importante para o bom funcionamento das UPPs foi a presença ostensiva. Os autores destacam que a média estadual era de cerca de 2,3 policiais militares por 1.000 habitantes, enquanto nas localidades das UPPs essa média variava de 9,1 a 88,2 por mil hab.

Diferentes estudos buscaram analisar os impactos da UPPs. Cano *et al.* (2012) apontaram redução de homicídios nas localidades, mas um aumento de crimes menores, também corroborado por Misse (2014), que eram subnotificados devido à distância das unidades policiais e ao receio dos moradores. Já nas localidades vizinhas, Cano *et al.* (2012) encontram evidências de redução consistente em todos os indicadores criminais e concluem que as UPPs reduziram a criminalidade de todo o estado e não geraram mera migração dos crimes. Já Blumenschein (2012) credita ganhos socioeconômicos ao programa apontando aumento de domicílios com água, esgoto e eletricidade e aumento expressivo no valor dos imóveis e da arrecadação de tributos no entorno das UPPs.

No entanto, a redução dos indicadores criminais do estado do Rio de Janeiro apresentou reversão a partir de 2014. Isso coincide com o fato de que nenhuma UPP foi inaugurada após 2015. Cruz e Ucko (2018) apontam que a falha do modelo se tornou mais perceptível a partir da Copa do Mundo de 2014, quando facções criminosas passaram a retomar o território com ataques às UPPs e à força policial. Os autores creditam essa piora a um conjunto de fatores: a expansão acelerada demandou controlar custos e conseqüentemente reduzir a presença policial; falta de prestígio do programa nos órgãos governamentais; e a luta territorial dos criminosos, especialmente da facção criminosa Comando Vermelho.

3 CONTROLE SINTÉTICO E VARIÁVEIS

McClelland e Gault (2017) destacam que analisar empiricamente políticas públicas locais não é uma tarefa trivial pela dificuldade de se obter um grupo de controle adequado. Por um lado, adotar uma abordagem qualitativa mostra-se inadequado para mensurar e generalizar resultados. Ao mesmo tempo, usar vizinhos como controle de similaridade para elementos políticos e culturais é uma estratégia bastante limitada, dada a heterogeneidade entre regiões. Nesse contexto, McClelland e Gault (2017) apontam o método de Controle Sintético como uma forma bastante adequada para avaliação de políticas públicas locais, pois permite criar uma unidade contrafactual hipotética a partir de uma ponderação de regiões no período prévio à intervenção.

Ellery Jr. *et al.* (2018) apontam que o Controle Sintético é especialmente adequado para casos de avaliação de políticas públicas em que não há um experimento aleatório e o número de unidades de comparação é reduzido. Já McClelland e Gault (2017) destacam que o método tem as vantagens de ser transparente, com as unidades controle e pesos bem conhecidas e não depende das mesmas hipóteses estritas que os modelos de diferença-em-diferenças ou painéis com efeitos fixos. Além

disso, Athey e Imbens (2017) destacam que a abordagem por Controle Sintético apresenta vantagens por não adotar uma única unidade ou uma média simples de unidades de controle e, em vez disso, usa uma média ponderada por um conjunto de controles.

O método de Controle Sintético foi desenvolvido por Abadie e Gardeazabal (2003) e estendido por Abadie *et al.* (2010). A ideia consiste na obtenção de uma unidade de controle comparável à unidade em estudo que apresente o comportamento da unidade real caso não tivesse recebido o tratamento em estudo. Para isso, adota uma combinação ponderada das unidades controle (não tratadas) a partir de variáveis relevantes das características da unidade analisada. Neste trabalho, o grupo de controle é construído por uma ponderação das unidades da Federação – excluindo Rio de Janeiro e Pernambuco – a partir de um período prévio ao tratamento. Após a construção do controle, utiliza-se o seu comportamento ao longo do tempo para estimar o que seria da unidade tratada caso não tivesse recebido o programa.

Assumindo a formalização de Abadie *et al.* (2010), considera-se a existência de informações para $J + 1$ unidades em um período T de anos, a saber as unidades federativas de 2000 a 2017, e que uma delas é a unidade tratada, nesse caso o estado submetido à política pública de segurança, em que T_0 é o ano de início do programa avaliado. Para os estados do Pernambuco e Rio de Janeiro, T_0 é representado pelo ano de 2008, quando se iniciam os programas PPV e UPPs. Adotando Y_{jt}^I e Y_{jt}^N como a variável de resultado (índice de violência) da unidade j no período t , em que Y_{jt}^N é o Controle Sintético de Y_{jt}^I , é possível definir o efeito do programa na unidade j no período t por $\alpha_{jt} = Y_{jt}^I - Y_{jt}^N$. Onde, Y_{jt}^I é observável nos dados e Y_{jt}^N é dado por:

$$Y_{jt}^N = \delta_t + \theta_t Z_j + \gamma_t \mu_j + \varepsilon_{jt}, \quad (1)$$

em que δ_t representa um fator mínimo comum em todas as unidades no período t , Z_j um vetor de características explicativas da variável de resultado, θ_t é um vetor de parâmetros, γ_t é o coeficiente do vetor μ_j de efeitos específicos da unidade j e ε_{jt} é o vetor de choques aleatórios não observados de média zero (Abadie *et al.*, 2010).

Como apontam Abadie *et al.* (2010), o próximo passo visa a obter o vetor de pesos dos componentes do Controle Sintético. O vetor $W = (w_2, \dots, w_{J+1})$ é um vetor de pesos tal que $0 \leq w_j \leq 1$, $j = 2, \dots, J+1$ e $\sum_{j=2}^{J+1} w_j = 1$. Ele representa a ponderação das variáveis explicativas e dependentes dos estados que não sofreram a intervenção analisada. Considerando os resultados observados da variável principal de todas as unidades e nas variáveis explicativas das unidades não tratadas, a construção do Controle Sintético Y_{jt}^N (Equação 1) tem a seguinte forma:

$$\sum_{j=2}^{J+1} w_j Y_{jt} = \delta_t + \theta_t \sum_{j=2}^{J+1} w_j Z_j + \gamma_t \sum_{j=2}^{J+1} w_j \mu_j + \sum_{j=2}^{J+1} w_j \varepsilon_{jt} \quad (2)$$

Abadie *et al.* (2010) demonstram que, sob determinadas condições de regularidade e padronização, a diferença $Y_{jt}^N - \sum_{j=2}^{J+1} w_j Y_{jt}$ tende a zero. Ou seja, a diferença entre a variável observada e seu Controle Sintético no período anterior à intervenção tende a zero. Dessa forma, $\sum_{j=2}^{J+1} w_j Y_{jt}$ é um estimador não enviesado de Y_{jt}^N de maneira que a diferença $Y_{jt}^N - \sum_{j=2}^{J+1} w_j Y_{jt}$ pode ser utilizada como mecanismo de obtenção do impacto da intervenção analisada. As principais condições de regularidade são que a matriz $\sum_{t=1}^{T_0} y'_t y_t$ seja passível de inversão (não singular) e que a quantidade de períodos anterior à intervenção seja proporcional à escala dos choques aleatórios de média zero ε_{jt} . O processo de construção do vetor de pesos W^* (vetor específico para a construção do Controle Sintético aplicado) é dado a partir da minimização das diferenças, no período anterior ao

tratamento, entre as variáveis do estado tratado e as dos não tratados. Por fim, o vetor Z é composto por algumas variáveis apontadas no Quadro 1.

Dessa forma, o método de Controle Sintético é adequado a este trabalho pela possibilidade de avaliação dos efeitos da política de tratamento em comparação às demais unidades não tratadas e pela inferência dos resultados no período analisado. Além disso, a avaliação da política pública se dá de maneira simples pela diferença entre os valores observados após o tratamento e o seu Controle Sintético.

1.2 Controle Sintético e Segurança Pública

Desde os trabalhos de Abadie e Gardeazabal (2003) e Abadie *et al.* (2010), diversos estudos empíricos nos mais variados campos passaram a adotar o método de Controle Sintético para a análise de impacto de políticas. Porém, ele ainda é pouco adotado para avaliar políticas de segurança pública.

Um desses trabalhos é o de Lofstrom e Raphael (2013), que analisam uma mudança da política prisional na Califórnia em 2011. Nesse ano, por mandato federal, o estado teve que subitamente mudar sua política prisional, libertando prisioneiros com condenações por penas menores. Os autores analisaram o efeito dessa repentina volta à sociedade dos condenados sobre as taxas criminais da Califórnia usando um Controle Sintético. Os resultados apontaram um acréscimo nos crimes contra o patrimônio, especialmente roubos de veículos, mas nenhum efeito sobre os crimes violentos.

Já Calderon *et al.* (2015) avaliaram uma mudança no combate ao narcotráfico no México. A política centrou esforços em prender grandes líderes visando a desarticular os cartéis de drogas. Porém, alguns especialistas apontaram que a prisão de traficantes de alto nível poderia aumentar os homicídios porque geraria lutas internas e entre cartéis. Para avaliar os efeitos da mudança, os autores utilizaram, entre outras estratégias, o Controle Sintético para os municípios mexicanos. Verificaram que a prisão de um chefe do narcotráfico implica o aumento dos homicídios de homens de 15 a 39 anos. O mesmo não ocorre com a prisão de traficantes de níveis inferiores.

Já Loeffler e Chalfin (2017) analisaram a mudança da maioria penal no estado de Connecticut, EUA. Com base em estudos psicológicos, parlamentares estaduais aprovaram aumentos na maioria penal do estado. Com exceção para crimes graves, a maioria penal passou de 16 para 17 anos em 2010 e de 17 para 18 anos em 2012. Nesse contexto, os autores aplicaram o método de Controle Sintético para avaliar essa política na criminalidade usando outros estados norte-americanos como controle. Os resultados mostram uma redução de 14% em 2010, mas seus efeitos caem para apenas 1% em 2012, retornando à tendência original e indicando resultados temporários. Um teste de placebo confirmou o resultado do ano inicial, ressaltando que a queda inicial não foi espúria, porém não se manteve no tempo.

Outro trabalho que adota Controle Sintético para analisar o efeito sobre taxas de crimes é o de Robbins *et al.* (2017). Os autores avaliaram a intervenção policial no mercado de drogas em Hurt Park, em Virgínia, nos EUA, em 2011, visando a reduzir crimes relacionados às drogas. O resultado contraintuitivo aponta que o programa reduz os crimes em geral, mas não tem efeito significativo sobre os crimes relacionados a drogas.

Já Chu e Townsend (2019) tentam analisar o efeito da regulamentação do uso medicinal da maconha sobre crimes violentos e contra a propriedade em alguns estados norte-americanos a partir de um modelo de diferenças-em-diferenças e Controle Sintético. Os resultados de ambos os métodos convergem para que a liberação não tem efeitos causais sobre esses crimes em nível nacional, nem nos estados, com exceção para a redução na Califórnia.

Já no caso brasileiro, o único estudo por Controle Sintético encontrado foi o realizado por Silveira Neto *et al.* (2022) avaliando o impacto do PPV em Pernambuco. O resultado apontou que

o programa foi eficiente na redução da criminalidade em 11,3 p.p. do que seria se ele não tivesse sido implantado representado pelo seu Controle Sintético.

Por fim, vale citar que há trabalhos que analisam a temática do crime usando Controle Sintético, mas avaliando seu efeito sobre outras variáveis de interesse econômico. Esse é o caso de Pinotti (2015), que avalia como a instalação da máfia no sul da Itália nos anos 1970 afetou o crescimento econômico dessas localidades. O autor busca avaliar se o efeito da máfia é apenas uma transferência de recursos da atividade econômica formal para a informal, portanto sem perda econômica real, ou se implica uma perda econômica. Seus resultados apontam redução expressiva do PIB dessas regiões italianas frente ao Controle Sintético, indicando que a máfia gera perda de desempenho econômico.

3.1 Bases e variáveis selecionadas

As variáveis selecionadas para este trabalho foram retiradas de duas fontes distintas de informações, sendo uma relativa aos dados socioeconômicos e outra relativa à quantidade de homicídios. Ambas as bases são de dados anuais e por UF entre 2000 a 2017. As taxas de homicídios foram extraídas do Anuário Brasileiro de Segurança Pública de 2018, que é compilado pelo Fórum Brasileiro de Segurança Pública (FSBP). As informações socioeconômicas foram extraídas da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) e do DATASUS.

Santos e Kassouf (2008), em uma análise da criminalidade no Brasil, apresentam que um dos maiores problemas da utilização de dados criminais é o sub-registro de crimes. O indicador de homicídios, no entanto, é uma variável de significativa qualidade, porque o sub-registro é pequeno pelo fato de que implica a perda de vida humana e envolve registros no Instituto Médico Legal. Por isso, esse é um indicador da atividade criminal tradicionalmente utilizado na literatura (Santos; Kassouf, 2008; Moreira *et al.*, 2018), sendo, portanto, o escolhido como indicador da trajetória da violência neste trabalho.

Foram selecionadas também algumas variáveis na construção do Controle Sintético que podem condicionar a criminalidade nos estados, como a desigualdade, o desemprego, a renda *per capita*, a escolaridade, assim como a criminalidade dos vizinhos. A presença de medidas desse tipo é bastante consagrada na literatura empírica sobre crime. A desigualdade tem relação direta com as taxas criminais de uma localidade (Scorzafave; Soares, 2009). Ao mesmo tempo, a renda, o desemprego e as condições do mercado de trabalho são importantes determinantes dos diferentes tipos de crimes (Santos; Kassouf, 2008; Cerqueira, 2014; Arraro; Oliveira, 2016), especialmente em países em desenvolvimento (Dix-Carneiro *et al.*, 2018). Além disso, alguns trabalhos destacam a relevância da educação (Becker; Kassouf, 2017) e a criminalidade dos vizinhos (Anjos *et al.*, 2018). Por fim, como aponta Santos (2009), é importante considerar a tendência temporal, e parte dessa tendência é captada pelas observações prévias na construção do Controle Sintético. O Quadro 1 sintetiza as informações dessas variáveis.

Quadro 1 – Descrição das variáveis

Variável	Descrição	Fonte
Taxa de homicídios	Homicídios por 100 mil hab.	FBSP/2000-2017
Desigualdade	Índice de Gini. Desigualdade na distribuição da renda domiciliar <i>per capita</i>	Datasus/2000-2017
Desemprego	Taxa de desemprego em porcentagem	IBGE/2001-2017
Renda <i>per capita</i>	Renda <i>per capita</i> do estado em log	IBGE/2001-2017
Escolaridade	Percentual da população com segundo grau completo ou mais	Datasus/2010
Taxa de homicídios dos vizinhos	Homicídios por 100 mil hab. defasada espacialmente (matriz rainha)	Elaboração própria

Fonte: Elaboração própria.

A Tabela 1 apresenta as variáveis que serão consideradas no modelo de construção de um Controle Sintético para os estados do Rio de Janeiro e de Pernambuco.

Tabela 1 – Taxas de homicídios e alguns fatores condicionantes – Média do período ou ano

Variáveis	Pernambuco	Rio de Janeiro	Média
Tx. homicídios em 2000	53,8	51,0	24,6
Tx. homicídios em 2008	50,9	35,7	29,3
Tx. homicídios em 2017	57,3	40,4	37,4
Índice de Gini	0,569	0,548	0,543
Taxa de desemprego	11,22%	10,28%	8,79%
Renda <i>per capita</i>	R\$ 528	R\$ 1.106	R\$ 754
Escolaridade em 2010	46,29%	65,29%	51,72%
Tx. hom. dos vizinhos (NI) em 2007	191,8	110,7	148,3

Fonte: FBSP, PNAD e DATASUS.

Os dois estados apresentam taxas nos anos de 2000, 2008 e 2017 superiores à média. Metodologicamente, em vez de adotar a taxa de homicídios, foi utilizada com número índice com o ano 2000 como base (igual a 100), visando a capturar a trajetória da taxa e permitindo comparação entre estados com distintos perfis criminais. Para assegurar que o Controle Sintético possui nível geral criminal comparável com o estado tratado foi adicionada a taxa de homicídios (em logaritmo) nas variáveis preditoras.

No que diz respeito aos condicionantes socioeconômicos, o nível de desigualdade dos estados de Pernambuco e Rio de Janeiro é levemente superior ao do Brasil. Já a média da taxa de desemprego nacional no período é de 8,79%, bem inferior aos valores do Rio de Janeiro (10,28%) e Pernambuco (11,22%). No que diz respeito à renda, Pernambuco mostra-se bem mais pobre que a média nacional (R\$ 528 contra R\$ 754), enquanto o Rio de Janeiro tem renda *per capita* bem superior (R\$ 1.105), quadro similar no que diz respeito à escolaridade e a criminalidade dos estados vizinhos.

Em resumo, ambos os estados possuem altas taxas criminais, de desigualdade e desemprego. No entanto, apresentam perfis distintos de renda, escolaridade e criminalidade de vizinhos. A análise proposta neste trabalho visa a observar a trajetória da violência nos estados do Rio de Janeiro e Pernambuco à luz do efeito das políticas de segurança pública que foram implantadas.

4 RESULTADOS

Para estimar o impacto dos programas Pacto Pela Vida (PPV) e Unidades de Polícia Pacificadora (UPPs) em Pernambuco e no Rio de Janeiro, respectivamente, este trabalho adotou o método de Controle Sintético. Ele se baseia na comparação da trajetória do indicador de homicídios em relação à trajetória caso os programas não tivessem sido executados. Como apontado, a construção de um Controle Sintético para ambos os estados segundo o método proposto por Abadie *et al.* (2010) envolveu o uso como variáveis preditoras da taxa de homicídios: o índice de Gini, a taxa de desemprego, a *renda per capita*, a escolaridade e a criminalidade dos vizinhos. Em ambos os casos, o ano inicial de tratamento escolhido foi o de 2008, uma vez que foi o ano em que as políticas públicas começaram a ser efetivamente executadas¹.

¹ Este trabalho adota 2008 como ano inicial para ambos os programas. Ainda que a primeira UPP tenha sido oficialmente inaugurada em dezembro de 2008, é importante recordar que as primeiras etapas do processo de implantação (1 e 2 de um total de 4), que apresentaram expressivo efeito sobre a criminalidade, tinham sido iniciadas em três comunidades já em meados de 2008.

A Tabela 2 mostra que os estados que compõem o Controle Sintético de Pernambuco correspondem a uma ponderação das características de quatro estados, sendo 48,5% de Mato Grosso, 23,6% do Amapá, 18,2% de Tocantins e 8% de Alagoas.

Tabela 2 – Pesos estimados das UFs e estatísticas descritivas (Pernambuco Sintético)

UF	Peso	
Mato Grosso	0,485	-
Amapá	0,236	-
Tocantins	0,200	-
Alagoas	0,08	-
Total	1,000	-
Variáveis	PE	PE-Sint
Tx Homicídios NI 2001	108,7	107,2
Tx Homicídios NI 2003	102,8	103,6
Tx Homicídios NI 2005	95,72	94,86
Tx Homicídios NI 2007	98,51	96,93
Tx Homicídios (log)	3,98	3,39
Índice de Gini	0,593	0,545
Taxa de Desemprego	11,96%	9,39%
Renda <i>per capita</i> (log)	6,10	6,38
Escolaridade	46,29%	53,41%
W Tx Hom. NI 2007	191,8	167,7

Elaboração própria com Stata 14.0 e rotinas de Abadie *et al.* (2010).

A partir da estrutura dessa ponderação, apresenta-se uma comparação das variáveis condicionantes da taxa de homicídios do estado de Pernambuco e seu Controle Sintético na média do período ou em anos específicos. A variável de maior interesse é o número índice da taxa de homicídios, que fica bastante similar para tratado e controle nos períodos apontados, atestando a qualidade do controle que será mais bem verificada pela tendência no Gráfico 3. Além disso, os demais indicadores ficaram consideravelmente similares.

Da mesma maneira, a composição do grupo de controle do Rio de Janeiro (relatado na Tabela 3) inclui ponderação de 35,4% para Rondônia, 28,1% para Mato Grosso do Sul, 20,5% para Mato Grosso, 11% para São Paulo, 3,5% para Amazonas e 1,6% para Minas Gerais.

Tabela 3 – Pesos estimados das UFs e estatísticas descritivas (Rio de Janeiro Sintético)

UF	Peso	
Rondônia	0,354	-
Mato Grosso do Sul	0,281	-
Mato Grosso	0,205	-
São Paulo	0,110	-
Amazonas	0,035	-
Minas Gerais	0,016	-
Total	1,000	-
Variáveis	RJ	RJ-Sint
Tx Homicídios NI 2001	99,0	104,0
Tx Homicídios NI 2003	103,3	103,4
Tx Homicídios NI 2005	94,5	91,9
Tx Homicídios NI 2007	81,6	82,5
Tx Homicídios (log)	3,90	3,47
Índice de Gini	0,556	0,541

UF	Peso	
Taxa de Desemprego	11,99%	8,54%
Renda <i>per capita</i> (log)	6,90	6,56
Escolaridade	62,59	51,99
W Tx Hom. NI 2007	110,7	112,1

Elaboração própria com Stata 14.0 e rotinas de Abadie *et al.* (2010).

Novamente, há boa similaridade entre tratado e controle no que diz respeito ao número índice da taxa de homicídio, estando os valores bastante próximos nos anos do período pré-tratamento. As demais variáveis apresentam bom ajuste, o que denota a qualidade do resultado do Controle Sintético a partir das premissas adotadas no modelo.

Nos Gráficos 3.a e 3.b estão apresentadas as trajetórias das taxas de homicídios de Pernambuco e do Rio de Janeiro com respectivo Controle Sintético no período de 2000 a 2017.

Enquanto Pernambuco (Gráfico 3.a) apresenta taxa criminais estáveis no período prévio ao tratamento, no Rio de Janeiro (Gráfico 3.b) há uma redução da criminalidade em boa parte do período anterior ao tratamento. Nos dois casos, há um bom ajuste entre tratado e controle nos oito anos prévios ao início da política pública (PPV e UPP, ambos em 2008). Verifica-se expressiva redução nas taxas criminais nos primeiros anos dos programas, com uma redução da diferença nos anos finais da amostra.

No caso de Pernambuco (Gráfico 3.a), após a intervenção do programa Pacto Pela Vida (PPV) em 2008, a diferença é de 11,7 pontos já no primeiro ano. Essa diferença aumenta para 26,6 em 2009 e chega a 61,5 em 2014, quando ocorre a máxima diferença entre Pernambuco e seu Controle Sintético. A partir desse ano, a diferença entre Pernambuco e Pernambuco Sintético começa gradualmente a cair sendo de apenas 23,3 pontos no último ano da série (2017).

Gráfico 3a – Taxa de homicídios Pernambuco (NI = 100 em 2000) e Controle Sintético

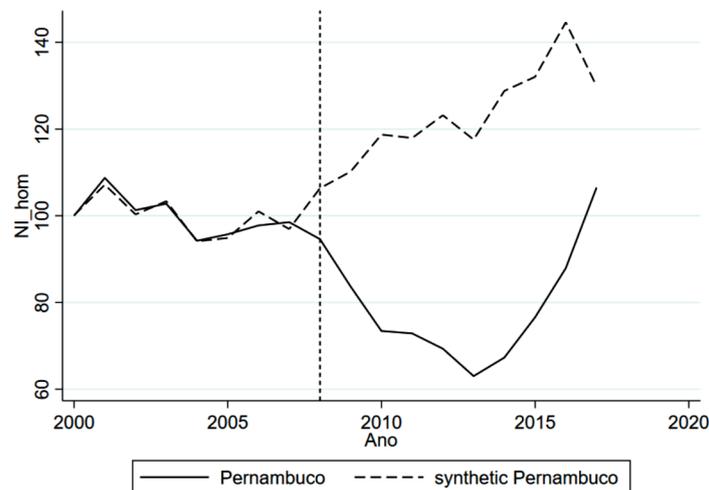
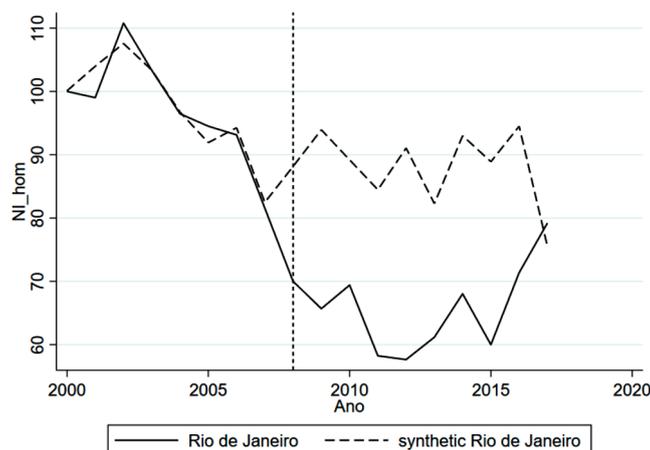


Gráfico 3b – Taxa de homicídios Rio de Janeiro (NI =100 em 2000) e Controle Sintético



Fonte: Elaboração própria com Stata 14.0 e rotinas de Abadie *et al.* (2010).

Em termos percentuais, no auge da diferença, a taxa de criminalidade em Pernambuco no ano de 2014 chega a ser de apenas 52,2% da criminalidade do seu contrafactual. Ou seja, verifica-se uma redução expressiva na criminalidade no período frente à sua trajetória sem o PPV (Pernambuco-Sintético). Porém, a redução da diferença a partir desse ano pode estar associada à perda de dinamismo do programa, apontado por análises qualitativas como a de Ratton e Daudelin (2018).

No caso do Rio de Janeiro (Gráfico 3.b), a redução da taxa de homicídios que vinha a partir de 2000 é acentuada no início das operações das UPPs em 2008. Ocorre uma redução frente ao seu controle de expressivos de 18,1 pontos no número índice. A diferença continua a crescer atingindo o máximo de 33,4 pontos em 2012, o que indica que a taxa de homicídios no Rio era de apenas 63,3% do seu contrafactual. Nos anos posteriores, a distância entre os dois cai, chegando a não existir mais em 2017.

Nesse sentido, apesar dos programas PPV e UPP terem origens e configurações distintas e de se aplicarem a estados com particulares tendências criminais prévias aos programas (estabilidade em Pernambuco e queda no Rio de Janeiro), o uso de Controle Sintético permitiu apontar nos dois casos uma redução expressiva frente às suas trajetórias sem o tratamento.

Além disso, a reversão da redução nos anos finais pode indicar que parte dos efeitos dos programas é temporária. Para visualizar de forma mais ampla os possíveis resultados ao longo dos dez anos, a diferença entre as taxas de homicídio ocorridas e do Controle Sintético e o número de vidas equivalentes à redução foram compendiados na Tabela 4. O número de vidas é simplesmente a multiplicação da diferença da taxa pela população estadual e serve para fins ilustrativos.

Tabela 4 – Alteração de taxas e vidas equivalentes (2008-2017) - PPV e UPPs

Ano	Pernambuco				Rio de Janeiro			
	PE	PE-Sint	Redução (%)	Vidas	RJ	RJ-Sint	Redução (%)	Vidas
	hom/100 mil hab.	hom/100 mil hab.		PPC	hom/100 mil hab.	hom/100 mil hab.		UPP
2008	50,9	57,2	-11,0%	-551	35,7	45,0	-20,6%	-1.469
2009	45,0	59,3	-24,1%	-1259	33,5	47,9	-30,1%	-2.307
2010	39,5	63,9	-38,2%	-2144	35,4	45,5	-22,2%	-1.613
2011	39,2	63,4	-38,2%	-2150	29,7	43,1	-31,1%	-2.156
2012	37,3	66,3	-43,7%	-2588	29,4	46,4	-36,7%	-2.765
2013	33,9	63,3	-46,4%	-2703	31,2	42,0	-25,7%	-1.762
2014	36,2	69,3	-47,8%	-3071	34,7	47,4	-26,8%	-2.096
2015	41,2	71,0	-42,0%	-2789	30,6	45,3	-32,5%	-2.439

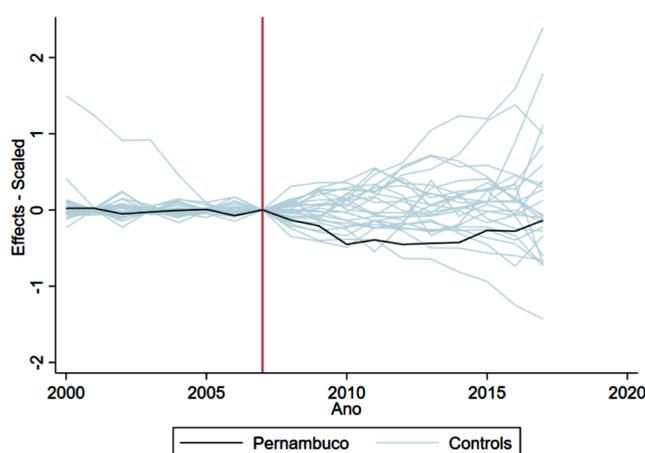
Ano	Pernambuco				Rio de Janeiro			
	PE	PE-Sint	Redução (%)	Vidas	RJ	RJ-Sint	Redução (%)	Vidas
	hom/100 mil hab.	hom/100 mil hab.		PPC	hom/100 mil hab.	hom/100 mil hab.		UPP
2016	47,3	77,8	-39,2%	-2871	36,4	48,2	-24,5%	-1.962
2017	57,3	69,9	-18,0%	-1190	40,4	38,5	4,9%	314
			-34,86%	-21.315			-24,52%	-18.256

Como é possível verificar, os ganhos dos programas não podem ser subestimados. A média da redução de taxas anuais foi de 34,86% para Pernambuco e de 24,52% para o Rio de Janeiro. No caso do PPV, a maior redução ocorreu em 2014, com taxa de 36,2 hom./100 mil hab. frente ao esperado de 69,3 hom./100 mil hab., o que implica 47,8% homicídios a menos. Já no caso das UPPs, o ano com maior redução foi o de 2012, com 29,4, frente aos 46,4 hom./100 mil hab. esperados, o que indica 36,7% homicídios a menos.

O efeito dos programas é ainda mais expressivo ao se analisar a redução sob a ótica do número de vidas poupadas. Ainda que a população do Rio de Janeiro seja quase o dobro da de Pernambuco no período (16 contra 9 milhões de habitantes), a diferença expressiva das taxas criminais entre os dois estados faz com que os dois programas tenham magnitude similar no número de vidas salvas nesses dez anos. Os resultados obtidos apontam que são cerca de 21,3 mil vidas salvas em Pernambuco e 18,2 mil no Rio de Janeiro, o que implica também importante impacto econômico².

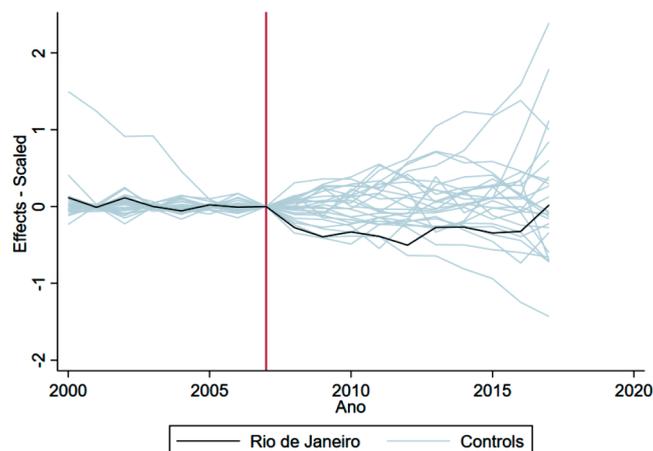
Por fim, é necessário assegurar que a diferença das trajetórias frente aos controles sintéticos é estatisticamente significativa. Ellery Jr. *et al.* (2017) destacam o teste de placebo proposto por Abadie *et al.* (2010), que permite criar intervalos de confiança com mesmo período de tratamento, mas usando unidades não tratadas no procedimento. A rotina adotada foi a de Galliani e Quistorff (2017), que permite inferir um p-valor comparando o efeito estimado com a distribuição dos efeitos placebo. Os testes placebo para o impacto da política do PPV em Pernambuco e das UPPs para o Rio de Janeiro estão representados no Gráficos 4.a e 4.b. É importante recordar que ao realizar as estimações para o Rio de Janeiro, Pernambuco é retirado do grupo de controle e vice-versa, uma vez que só podem ser considerados controles unidades que não passaram por algum tratamento no período.

Gráfico 4.a – Teste Placebo – Pernambuco



2 A análise da magnitude econômica dos programas foge ao escopo deste artigo. Porém, é possível ilustrá-la usando os resultados de Cerqueira (2014), que estima redução da expectativa de vida devido ao crime em 1,08 ano no Rio de Janeiro e 1,42 em Pernambuco, implicando custo de R\$ 217,0 e R\$ 119,0 bilhões.

Gráfico 4.b – Teste Placebo – Rio de Janeiro



Fonte: Elaboração própria com Stata 14.0 e rotina de Galiani e Quistorff (2017).

Como é possível verificar, nos dois casos, os efeitos padronizados do período pós-tratamento (após 2008) estão na faixa inferior do placebo. Isso indica que os efeitos não foram aleatórios, mas estão associados à política pública específica. Porém, a única forma de se ter segurança da significância desse efeito é analisando o p-valor dessa grandeza para cada ano, reportada na Tabela 5.

Tabela 5 – Efeito padronizado por ano – p-valor em colchetes

Ano	Pernambuco	Rio de Janeiro
2008	-0,131 [0,167]	-0,275 [0,160]
2009	-0,207 [0,125]	-0,395 [0,080]
2010	-0,451 [0,000]	-0,331 [0,360]
2011	-0,392 [0,000]	-0,388 [0,280]
2012	-0,452 [0,083]	-0,503 [0,280]
2013	-0,438 [0,208]	-0,272 [0,440]
2014	-0,427 [0,208]	-0,269 [0,480]
2015	-0,268 [0,333]	-0,345 [0,480]
2016	-0,278 [0,417]	-0,324 [0,440]
2017	-0,135 [0,750]	0,018 [1,000]

Fonte: Elaboração própria com rotina de Galiani e Quistorff (2017). p-valor em colchetes.

Na formulação padronizada de Galiani e Quistorff (2017), o ano de tratamento equivale ao valor 1, portanto as reduções devem ser entendidas como medidas relativas. Como é possível verificar, Pernambuco apresenta a partir de 2008 uma redução da criminalidade superior às tendências de placebo, e apenas nos anos finais da amostra nota-se que o efeito é reduzido. Do ponto de vista do p-valor, a redução advinda do PPV só apresenta significância estatística entre os anos de 2010 e 2012. Já no Rio de Janeiro, a diferença só apresenta significância no ano de 2009 no nível de

10%. Mesmo considerando um p-valor limite de 20%, só é possível considerar no Rio de Janeiro efeitos inferiores ao do Placebo nos anos de 2008 e 2009.

Ou seja, os efeitos de redução da criminalidade são claramente mais robustos em Pernambuco do que no Rio de Janeiro. Certamente, parte da dificuldade de se obter significância estatística envolve o baixo número de unidades não tratadas (25) disponíveis para a construção do placebo. Porém, é indicação válida de que o PPV e as UPPs apresentaram efeito expressivo apenas no começo do período e perderam posteriormente dinamismo, o que condiz com estudos qualitativos. Esse efeito temporário também não é incomum em políticas públicas criminais já avaliadas por Controle Sintético como o observado por Loeffler e Chalfin (2017) no caso da alteração na maioridade penal em Connecticut, EUA.

Por fim, é importante recordar que para uma correta avaliação por Controle Sintético é necessário que as unidades doadoras do grupo de controle não tenham recebido qualquer tratamento similar ao das políticas públicas das unidades em análise. No período, mesmo sem um programa mais expressivo, São Paulo apresentou redução criminal que alguns creditaram à cartelização pelo PCC do tráfico de drogas no estado. Birdeman *et al.* (2015) e Justus *et al.* (2018) avaliaram esse ponto e indicaram que pouco dessa redução pode ser explicado pela facção criminosa PCC – apenas 7% da redução nos homicídios para Birdeman *et al.* (2015) e sem efeitos para Justus *et al.* (2018). Ou seja, a dinâmica particular do estado de São Paulo não descredencia esse estado para o grupo de controle aqui adotado e não afetaria os resultados obtidos. Porém, tratando-se de um caso atípico, os resultados foram reestimados sem São Paulo no grupo de controle, o que implicou novas estimações para as UPPs (já que somente nesse caso São Paulo fazia parte do Controle Sintético). Os novos resultados (Rio de Janeiro Sintético ex-SP) estão apresentados em Apêndice e são bastante similares aos originais.

Em resumo, os resultados deste trabalho apontam que os dois programas (PPV e UPPs) apresentaram forte redução criminal frente à trajetória hipotética sem o tratamento. Ambos apresentaram tendência similar com queda expressiva no início da série e posterior redução da diferença frente aos controles sintéticos. Ainda foi possível apontar cerca de 40 mil vidas poupadas nos dez anos desses programas. Por fim, a redução das taxas de homicídios apresenta significância em maior número de anos para o PPV (entre 2010 e 2012) do que para as UPPs, cuja diferença do controle só é estatisticamente significativa em 10% em um ano da série, o que sugere maior robustez para os resultados do PPV.

5 CONCLUSÕES

Este trabalho analisou o efeito de programas de Segurança Pública sobre as taxas de homicídios nos estados de Pernambuco (Pacto Pela Vida – PPV) e Rio de Janeiro (Unidades de Polícia Pacificadora – UPPs) no período de 2008 a 2017. Esses estados tinham altas taxas de homicídios, que foram reduzidas após a implantação dos programas. O método utilizado foi o de Controle Sintético e que permite a comparação dos índices dos estados tratados e uma estimativa (Controle Sintético) caso esses programas não tivessem sido implantados. O Controle Sintético foi construído a partir de 25 unidades federativas (todas exceto as unidades tratadas) e foi projetado desde o início do tratamento em 2008 até 2017. A contribuição deste trabalho se deu não apenas pela avaliação do impacto desses programas, mas também pelo método que é ainda pouco utilizado para essa temática, especialmente no Brasil.

Os resultados apontaram que os dois programas apresentaram resultados similares, com boa redução das taxas de homicídios nos primeiros anos, mas no fim da série houve redução dessa diferença frente à trajetória no caso da ausência do programa. No entanto, a impressão causada pela redução do efeito no fim da série não deve retirar créditos dos efeitos dos programas, que foram bastante expressivos, com média anual da redução de homicídios de 34,86% no caso do PPV e de

24,52% no caso das UPPs e que significam 21,3 mil vidas poupadas em Pernambuco e 18, 2 mil no Rio de Janeiro nesse período.

Cabe destacar duas limitações do presente trabalho. Primeiro, o método de Controle Sintético visa apenas a descrever o efeito já ocorrido (redução das taxas criminais) e não permite afirmar que os resultados serão mantidos. Segundo os resultados apresentados servem apenas como indicador geral e demandam aprofundamentos e testes empíricos adicionais para aprofundar a compreensão dos seus efeitos.

Do ponto de vista de análise e formulação de novas políticas públicas de segurança, é importante considerar que os dois programas levaram a uma expressiva redução da criminalidade a partir de concepções e práticas distintas, mas que geraram experiências que podem ser aprimoradas e replicadas por outros estados.

De todas as formas, as conclusões deste trabalho levantam a necessidade de uma avaliação estrutural de programas de controle da violência, bem como das variáveis que possam explicar a diferença no comportamento da violência nesses estados. Avanços possíveis passam pelo uso de dados regionalizados, verificando em maior profundidade os efeitos dos dois programas nas respectivas regiões metropolitanas das capitais, em especial no caso das UPPs, pela sua concentração nessa área. Além disso, cabe especial atenção ao aprofundamento nos efeitos de mecanismos específicos dos programas, como as metas e bonificações, e especialmente à análise de outros tipos de crime, como os contra o patrimônio, que têm dinâmica distinta dos crimes contra a vida e podem ter sido afetados de maneira distinta pelos PPV e pelas UPPs.

REFERÊNCIAS

- ABADIE, A.; GARDEAZABAL, J. The Economic Costs of Conflict: A Case Study of the Basque Country. **American Economic Review**, American Economic Association, v. 93, n. 1, p. 113-132, mar. 2003.
- ABADIE, A.; DIAMOND, A.; HAINMUELLER, J. Synthetic Control Methods for Comparative Case Studies: Estimating the Effect of California Tobacco Control Program. **Journal of the American Statistical Association**, American Statistical Association, vol. 105(490), p. 493-505, 2010.
- ANJOS JÚNIOR, O. R.; LOMBARDI-FILHO, S. C.; AMARAL, P. V. M. Determinantes da criminalidade na região Sudeste do Brasil: uma aplicação de painel espacial. **Economía, sociedad y territorio**, v. 18, n. 57, p. 525-556, 2018.
- ARRARO, D. A.; OLIVEIRA, C. A. Efeitos de dissuasão do mercado de trabalho sobre o crime na região metropolitana de Porto Alegre. **Economic Analysis of Law Review**, v. 7, n. 2, p. 577, 2016.
- ATHEY, S.; IMBENS, G. W. The state of applied econometrics: Causality and policy evaluation. **Journal of Economic perspectives**, v. 31, n. 2, p. 3-32, 2017.
- BECKER, K. L.; KASSOUF, A. L. Uma análise do efeito dos gastos públicos em educação sobre a criminalidade no Brasil. **Economia e Sociedade**, v. 26, p. 215-242, 2017.
- BIDERMAN, C.M.; LIMA, J. M., R. S.; SCHNEIDER, A. Pax monopolista and crime: the case of the emergence of the Primeiro Comando da Capital in São Paulo. **Journal of Quantitative Criminology**, p. 1-33, 2014.

BLUMENSCHNEIN, F. Indicadores socioeconômicos nas UPPs do estado do Rio de Janeiro. **FGV Projetos**, 2012.

CALDERÓN, G.; ROBLES, G., DÍAZ-CAYEROS, A.; MAGALONI, B. The beheading of criminal organizations and the dynamics of violence in Mexico. **Journal of Conflict Resolution**, v. 59, n. 8, p. 1455-1485, 2015.

CANO, I.; BORGES, D.; RIBEIRO, E. **Os donos do morro: uma avaliação exploratória do impacto das Unidades de Polícia Pacificadora (UPPs) no Rio de Janeiro**. 2012. Rio de Janeiro: UERJ, Fórum Brasileiro de Segurança Pública. Disponível em: https://forumseguranca.org.br/publicacoes_posts/os-donos-do-morro-uma-analise-exploratoria-do-impacto-das-unidades-de-policia-pacificadora-upps-no-rio-de-janeiro/

CANO, I.; RIBEIRO, E. Old strategies and new approaches towards policing drug markets in Rio de Janeiro. **Police Practice and Research**, v. 17, n. 4, p. 364-375, 2016.

CHU, Y-W. L.; TOWNSEND, W. Joint culpability: The effects of medical marijuana laws on crime. **Journal of Economic Behavior & Organization**, v. 159, p. 502-525, 2019.

CERQUEIRA, D. R. de C. **Causas e consequências do crime no Brasil**. Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social, 2014.

CERQUEIRA, D. C.; LIMA, R. S. D.; BUENO, S.; COELHO, D.; ALVES, P. P.; REIS, M.; MERIAN, F. (2018). **Atlas da violência 2018: políticas públicas e retratos dos municípios brasileiros**. IPEA, 2018.

CRUZ, C. R.; UCKO, D. H. Beyond the Unidades de Polícia Pacificadora: Countering Comando Vermelho's Criminal Insurgency. **Small Wars & Insurgencies**, v. 29, n. 1, p. 38-67, 2018.

CUNHA, N. V. da; MELLO, M. A. da S. Novos conflitos na cidade: A UPP e o processo de urbanização na favela. **Dilemas-Revista de Estudos de Conflito e Controle Social**, v. 4, n. 3, p. 371-401, 2011.

DIX-CARNEIRO, R.; SOARES, R. R.; ULYSSEA, G. Economic shocks and crime: Evidence from the brazilian trade liberalization. **American Economic Journal: Applied Economics**, v. 10, n. 4, p. 158-95, 2018.

ELLERY JR, R.; NASCIMENTO JR, A.; SACHSIDA, A. Controle Sintético como ferramenta para avaliação de Políticas Públicas. *In*: SACHSIDA, A. **Políticas públicas: avaliando mais de meio trilhão de reais em gastos públicos**. IPEA, 2018.

GALIANI, S.; QUISTORFF, B. The synth_runner package: Utilities to automate synthetic control estimation using synth. **The Stata Journal**, v. 17, n. 4, p. 834-849, 2017.

JUSTUS, M. J.; CERQUEIRA, D.; KAHN, T.; MOREIRA, G. C. The "São Paulo Mystery": The role of the criminal organization PCC in reducing the homicide in 2000s. **Economia**, v. 19, n. 2, p. 201-218, 2018.

LOEFFLER, C. E.; CHALFIN, A. Estimating the crime effects of raising the age of majority: Evidence from Connecticut. **Criminology & Public Policy**, v. 16, n. 1, p. 45-71, 2017.

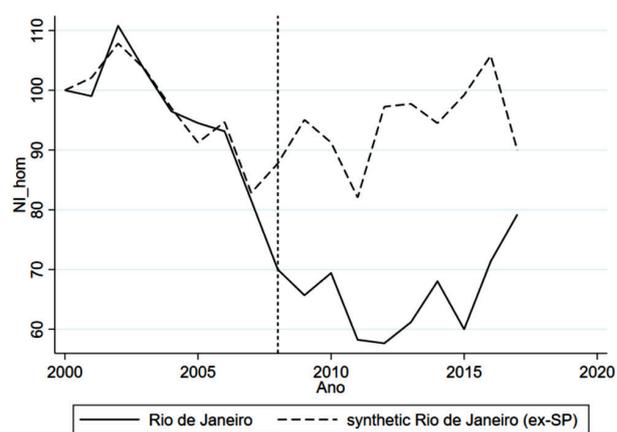
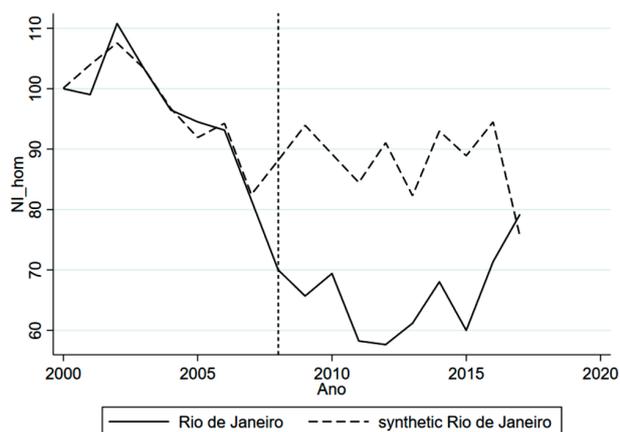
LOFSTROM, M.; RAPHAEL, S. **Public safety realignment and crime rates in California**. Public Policy Institute of California, 2013.

MCCLELLAND, R.; GAULT, S. **The synthetic control method as a tool to understand state policy**. Washington, DC: Urban-Brookings Tax Policy Center, 2017.

- MISSE, D. G. Cinco anos de UPP: Um breve balanço. **Dilemas - Revista de Estudos de Conflito e Controle Social**, v. 7, n. 3, p. 675-700, jul. 2014.
- MOREIRA, G. C.; KASSOUF, A. L.; JUSTUS, M. An estimate of the underreporting of violent crimes against property applying stochastic frontier analysis to the state of Minas Gerais, Brazil. **Nova Economia**, v. 28, n. 3, p. 779-806, 2018.
- NÓBREGA JR., J. M. P. da. **Os homicídios no Brasil, no Nordeste e em Pernambuco: dinâmica, relações de causalidade e políticas públicas**. Tese (Doutorado) – UFPE, Recife, 2010.
- PINOTTI, P. The economic costs of organised crime: Evidence from Southern Italy. **The Economic Journal**, v. 125, n. 586, p. F203-F232, 2015.
- RAMOS, S. Violência e polícia: Três décadas de políticas de segurança no Rio de Janeiro. **Boletim Segurança e Cidadania**, n. 21, mar. 2016.
- RATTON, J. L.; DAUDELIN, J. Construction and deconstruction of a homicide reduction policy: the case of pact for life in Pernambuco, Brazil. **International Journal of Criminology and Sociology**, v. 7, p. 173-183, 2018.
- RATTON, J.; GALVÃO, C.; FERNANDEZ, M. Pact for life and the reduction of homicides in the state of Pernambuco. **Stability: International Journal of Security and Development**, v. 3, n. 1, 2014.
- ROBBINS, M. W.; SAUNDERS, J.; KILMER, B. A framework for synthetic control methods with high-dimensional, micro-level data: evaluating a neighborhood-specific crime intervention. **Journal of the American Statistical Association**, v. 112, n. 517, p. 109-126, 2017.
- SANTOS, M. J. dos. Dinâmica temporal da criminalidade: mais evidências sobre o “efeito inércia” nas taxas de crimes letais nos estados brasileiros. **Economia**, v. 10, p. 169-194, 2009.
- SANTOS, M. S. J. dos; KASSOUF, A. L. Estudos econômicos das causas da criminalidade no Brasil: evidências e controvérsias. **Economia**, v. 9, n. 2, p. 343-372, 2008.
- SCORZAFAVE, L. G.; SOARES, M. K. Income inequality and pecuniary crimes. **Economics Letters**, v. 104, n. 1, p. 40-42, 2009.
- SILVEIRA NETO, R.; RATTON, J. L.; MENEZES, T. A.; J. L.; MONTEIRO, C. Políticas Públicas e Redução da Criminalidade: Avaliação do Programa Pacto pela Vida do estado de Pernambuco. **Economia Aplicada**, 2022. V.26, n. 2. P 175-202.
- ZAVERUCHA, J.; NÓBREGA JÚNIOR, J. M. P. da. O Pacto pela Vida, os tomadores de decisão e a redução da violência homicida em Pernambuco. **Dilemas-Revista de Estudos de Conflito e Controle Social**, v. 8, n. 2, p. 235-252, 2015.

APÊNDICE – RIO DE JANEIRO SINTÉTICO (EX-SP)

UF	Peso	
Rondônia	0,422	-
Roraima	0,312	-
Distrito Federal	0,207	-
Minas Gerais	0,059	-
Total	1,000	-
Variáveis	RJ	RJ-Sint
Tx Homicídios NI 2001	99,0	102,1
Tx Homicídios NI 2003	103,3	103,6
Tx Homicídios NI 2005	94,5	91,2
Tx Homicídios NI 2007	81,6	82,8
Índice de Gini	0,556	0,556
Taxa de Desemprego	11,99%	10,10%
Renda <i>per capita</i> (log)	6,90	6,54
Escolaridade	62,59%	55,54%
W Tx Hom. NI 2007	110,7	131,8



Ano	RJ hom/100 mil hab.	RJ-Sint exSP hom/100 mil hab.	Vidas UPP
2008	35,7	44,8	-1437
2009	33,5	48,5	-2399
2010	35,4	46,5	-1781
2011	29,7	41,8	-1956
2012	29,4	49,6	-3278
2013	31,2	49,8	-3052
2014	34,7	48,2	-2220
2015	30,6	50,6	-3309
2016	36,4	54,0	-2920
2017	40,4	45,9	-914
			-23.267

CARACTERIZAÇÃO SOCIOECONÔMICA E ORGANIZAÇÃO SOCIAL: UMA ANÁLISE DOS AGRICULTORES FAMILIARES ORGÂNICOS NO MUNICÍPIO DE LAGOA DE ITAENGA-PERNAMBUCO - EM 2020

Socioeconomic characterization and social organization: an analysis of organic farmers in the municipality of Lagoa de Itaenga-PE - 2020

Rubénice Maria de Freitas

Engenheira Agrônoma. Mestra em Agroecologia e Desenvolvimento Rural. Universidade Federal de São Carlos, Centro de Ciências Agrárias (UFSCar/CCA). Coordenadora Pedagógica. Rodovia Anhanguera, Km 174, Araras/SP, Brasil. rubynha1995@gmail.com

Marta Cristina Marjotta-Maistro

Economista. Doutor em Economia Aplicada. Professora Associada do UFSCar/CCA. marjotta@ufscar.br

Adriana Estela Sanjuan Montebello

Economista. Doutor em Economia Aplicada. Professora Associada do UFSCar/CCA. adrianaesm@ufscar.br

Marcos Antonio Bezerra Figueiredo

Engenheiro de Pesca. Doutor em Agroecologia, Sociología y Desarrollo Sostenible. Professor Associado do Departamento de Educação da Universidade Federal Rural de Pernambuco, Departamento de Educação (UFRPE). Av. Dom Manoel de Medeiros, S/N. Dois Irmãos- Recife, PE, Brasil. mfigueiredoufrpe@gmail.com

Resumo: O ser humano, enquanto indivíduo, tem suas próprias características que o tornam pertencente a determinado grupo social característico de determinado território. Diante disso, o artigo tem por objetivo caracterizar o perfil socioeconômico e alimentar dos agricultores familiares orgânicos envolvidos na pesquisa, evidenciando as políticas públicas adotadas por eles, no que se refere à questão da segurança alimentar e nutricional. A pesquisa deu-se por meio de um formulário semiestruturado composto por 16 questões, sobre renda, escolaridade, gênero, organização social, alimentação e políticas públicas, aplicado no primeiro semestre de 2020, com 8 grupos familiares, localizados na Zona Rural do município de Lagoa de Itaenga-PE. Os principais resultados foram: a) a maioria dos entrevistados (55%) cursou/cursando o ensino fundamental, b) a maior parte do público (53%) identifica-se como gênero masculino; c) em relação à renda, 38% recebem até 2 salários-mínimos e, entre esses, alguns recebem adicionalmente o Bolsa Família como benefício (38%) e 25% aposentadoria; d) em relação às políticas públicas, os agricultores têm acesso ao Programa de Aquisição de Alimentos (PAA) e ao Programa Nacional de Alimentação Escolar (PNAE). Conclui-se que a participação na associação contribuiu positivamente com a renda das famílias e com a promoção da segurança alimentar e nutricional por meio do fortalecimento dos grupos familiares nos espaços de comercialização e na mudança positiva nos hábitos alimentares.

Palavra Chaves: agricultura familiar; alimentação; segurança alimentar; políticas públicas.

Abstract: The human being, as an individual, has its own characteristics that make them belong to a particular social group characteristic of a given territory. Given this, the article aims to characterize the socioeconomic and food profile of family organic farmers involved in the research, highlighting the public policies adopted by them, with regard to the issue of food and nutrition security. The research was carried out through a semi-structured form composed of 16 questions about income, education, gender, social organization, food and public policies, applied in the first half of 2020, with 8 family groups, located in the rural area of the municipality of Lagoa de Itaenga-PE. The main results were: a) most of the interviewees (55%) had attended/are attending elementary school, b) most of the public (53%) identifies as male; c) regarding income, 38% receive up to 2 minimum wages and, among these, some receive the Bolsa Família as an additional benefit (38%) and 25% retirement; d) regarding public policies, farmers have access to the Food Purchase Program (PAA) and the National School Feeding Program (PNAE).

It is concluded that participation in the association has contributed positively to the families' income and to the promotion of food and nutritional security through the strengthening of family groups in marketing spaces and the positive change in eating habits.

Keywords: family farming; food; food security; public policy.

1 INTRODUÇÃO

As mudanças na agricultura são inevitáveis principalmente por ser esse um setor no qual se depende totalmente de recursos naturais. De acordo com Alves *et al.* (2012), essas mudanças vêm em decorrência do desenvolvimento de novas tecnologias, de máquinas agrícolas e da indústria química, que, embora impulse a produção de alimentos, também produz efeitos colaterais. Pensando em combater e evitar o surgimento desses efeitos, muitos agricultores optaram por seguir modelos de produção diferenciados, tal como o sistema orgânico de produção.

Esse mercado de orgânicos apresenta nichos diferentes que compreendem exigências e demandas diferenciadas, ou seja, para o comércio de alimentos orgânicos em supermercados, a exigência é a existência da certificação comprovada pelo selo de produto orgânico, enquanto a comercialização por meio dos circuitos curtos, ou seja, o canal direto entre agricultores e consumidores finais, permite um outro meio de confiabilidade do produto para ser garantido como orgânico, a vinculação do agricultor a uma Organização de Controle Social (OCS), ou ainda, a própria relação de confiança entre cliente e vendedor.

As formas de fiscalização, em alguns aspectos, são diferentes, pois os agricultores familiares orgânicos não certificados trabalham de forma que um se solidariza com os outros no processo de acompanhamento e fiscalização das produções, enquanto os agricultores certificados são fiscalizados pela instituição credenciada para tal atribuição.

Esse processo de fiscalização confere a veracidade para as instituições (OCS) que são formadas por famílias produtoras de alimentos saudáveis, sendo um ponto importante quando se relaciona com a segurança alimentar, pois esta não contempla apenas o ato de saciar a fome, mas de promover o acesso a alimentos saudáveis que permitam a nutrição do corpo. A promoção da segurança alimentar nutricional, a partir do consumo de alimentos com qualidade, segue as diretrizes da Lei nº 11.346, de 15 de setembro de 2006.

Como forma de fortalecer esse trabalho da promoção da segurança alimentar e nutricional, várias políticas públicas e programas governamentais foram criados tanto para o combate a fome quanto para o fortalecimento da agricultura familiar, sendo eles: Programa Nacional de Alimentação Escolar (PNAE), que estabelece que, de acordo com a Lei 11.947 Art. 14, no mínimo de 30% dos recursos financeiros repassados pelo Fundo Nacional de Desenvolvimento da Educação (FNDE) devem ser direcionados para compra de produtos oriundos da agricultura familiar e destinados à merenda escolar; e o Programa de Aquisição de Alimentos (PAA), que direciona os alimentos para outras instituições como hospitais, asilos e creches, sendo uma das alternativas para combater a insegurança alimentar grave e moderada.

A partir do supracitado, compreendendo o papel da agricultura familiar no cenário produtivo nacional e nordestino, principalmente na agricultura orgânica, alguns questionamentos são avançados, dentre eles: Quem são os agricultores responsáveis pela produção de alimentos orgânicos? Quais as características de agricultores da Região Nordeste, em específico de Lagoa de Itaenga?

Nesse sentido, este artigo tem por objetivo caracterizar o perfil socioeconômico e alimentar dos agricultores familiares orgânicos envolvidos na pesquisa, evidenciando as políticas públicas adotadas por eles, bem como levantar as questões no que se refere à segurança alimentar e nutricional, considerando as variáveis: renda, escolaridade, gênero, organização social, alimentação e acesso às políticas públicas.

No entanto, este artigo não tem o intuito de fazer a avaliação do crescimento propriamente dito da agricultura orgânica, mas conhecer pequena parcela dos responsáveis pela sua expansão, que acreditaram e trabalharam para fazer dar certo.

O presente trabalho é estruturado em introdução; fundamentação teórica, na qual discorre sobre a temática da pesquisa, com informações relevantes para a sua compreensão; materiais e métodos, com informações sobre a área de estudo, o método utilizado para a execução da pesquisa e a análise de dados; e por fim, resultados e discussões e as considerações finais, seguidas das referências.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

O referencial teórico consiste na compreensão da temática trabalhada nesta pesquisa, considerando a agricultura familiar, que é uma das responsáveis pela produção e abastecimento de alimentos no Brasil, e o associativismo, como forma de organização social, que contribui para a organização, acesso a crédito e políticas públicas por parte dos agricultores familiares.

Ser agricultor familiar no Brasil é assumir o papel de luta por suas terras, por segurança de viver nelas e por direitos de continuar a sobreviver por meio delas. Ser agricultor familiar que trabalha com agricultura orgânica é um desafio ainda maior, pois vai contra um sistema de produção hegemônico, ao qual a maioria da sociedade está habituada, mas que, com o passar do tempo, tem sido percebido como um nicho de mercado.

Mesmo diante de várias dificuldades, essa categoria vem resistindo e ganhando reconhecimento perante o governo, com conquistas de Lei e Normativas e consolidação de informações. O MAPA, desde 2011, passou a disponibilizar em seu site o acesso ao Cadastro Nacional de Produtores Orgânicos (CNPO) e entidades certificadoras, bem como várias informações relativas às organizações, dados da produção, tipo de certificação, entre outras informações (Vilela *et al.*, 2019).

De acordo com a atualização do MAPA, em fevereiro de 2021, no Brasil existiam 24.170 agricultores orgânicos registrados; no estado de Pernambuco, existiam 1.030 agricultores, sendo 629 na Zona da Mata Pernambucana e 7 na Zona da Mata Setentrional, registrados como orgânicos vinculados a OCS.

Esse avanço na quantidade de produtores, em muitos casos, se deve à questão organizacional dos agricultores, que os levou a participar de associações, como forma de trazer oportunidade e fortalecer os agricultores. Sangalli *et al.* (2015, p. 228) afirmam que “o associativismo tem por essência proporcionar benefícios técnicos, profissionais, econômicos e sociais a determinados grupos de indivíduos que expressam interesses homogêneos”. O associativismo também é visto como uma estratégia para facilitar a produção e a comercialização dos seus produtos, haja vista que existe grande dificuldade dos pequenos produtores se posicionarem sozinhos no mercado (Clemente *et al.* 2020, p. 44854).

De acordo com Sangalli *et al.* (2015, p. 228), “o associativismo cria um ambiente flexível, caracterizado pelo fato de que distintos atores interagem, o que resulta num produto harmônico no estabelecimento de uma comunidade de interesses” visando à adoção de formas de agir em conjunto, estimulando a confiança, a ajuda mútua, o fortalecimento e o empoderamento das pessoas (Balem, 2016, p. 28).

As organizações sociais, sejam elas cooperativa ou associação, contribuem de alguma forma com o desenvolvimento comunitário, assim como já acontecia desde os primórdios, quando a prática do associativismo provinha da organização das tribos para se proteger das tribos rivais. De acordo com Souza (2016), o associativismo rural já acontecia de forma indireta na sociedade, quando a necessidade de proteção e produção de alimentos foram os principais motivos que levaram as tribos a se organizarem, e foi a partir da evolução desse pensamento e compreensão da importância de se organizarem que houve o desenvolvimento de quem praticava o associativismo,

pois a união dos pequenos produtores em associações torna possível a aquisição de insumos, equipamentos com menores preços e melhores prazos de pagamento.

As associações também possibilitam que, por meio da organização, os agricultores familiares tenham acesso às políticas públicas. A criação das políticas públicas no Brasil, com direcionamento para agricultura familiar, é uma luta constante de direitos, tendo ainda em suas entrelinhas características do sistema de agricultura não familiar, e mesmo quando pensando para esta categoria de agricultores, são conquistas que demoraram a ser adquiridas, e conceitos que demoraram a ser reconhecidos diante do Estado.

Os primeiros programas criados foram com o direcionamento para linhas de crédito para a agricultura familiar, como o Programa Nacional de Fortalecimento da Agricultura Familiar (Pronaf), em 1995, como uma linha de crédito de custeio; em seguida, por reivindicação dos movimentos sociais, surgiu o Programa de Valorização da Pequena Produção Rural (PROVAP) (IPEA, 1999). Outras formas de financiamento foram surgindo com o decorrer do tempo, principalmente pelos Bancos do Brasil e Banco do Nordeste.

Os programas que surgiram com a proposta de combate à fome tiveram a sua criação a partir do ano de 2003, como o Programa de Aquisição de Alimentos (PAA), que foi instituído pelo artigo 19 da Lei nº 10.696, de 02 de julho de 2003, e regulamentado pelo Decreto nº 4.772, de 02 de julho de 2003. O PAA tem, entre seus objetivos principais, promover a inclusão produtiva dos agricultores mais pobres e garantir à população o acesso à alimentação saudável (Sambuichi *et al.*, 2020).

O Programa Nacional de Alimentação Escolar (PNAE), que já existia desde a década de 1940, no entanto com outro nome e com outras formas de financiamento, foi alterado a partir da Lei nº 11.947 de 2009, quando o programa foi expandido para todas as redes de ensino da rede pública de educação básica e de jovens e adultos, passou a ser financiado pelo Fundo Nacional de Desenvolvimento da Educação/Ministério da Educação (FNDE/MEC) e começou a ter o fornecimento de alimentos oriundos da agricultura familiar (Peixinhos, A. M. L., 2013).

Esses programas têm se tornado o principal contribuinte para o fortalecimento da agricultura familiar e a valorização do campo, principalmente na educação do campo, onde os filhos dos agricultores vão para a escola e se alimentam dos produtos que suas famílias cultivam, e essa relação desperta um incentivo na criança, desde a primeira formação e construção de conhecimento, sobre a riqueza de produzir e o valor da qualidade de uma alimentação saudável.

3 MATERIAIS E MÉTODOS

Nesta sequência será apresentada a metodologia utilizada na pesquisa, com o intuito de caracterizar o público-alvo e apresentar a área estudada e a forma de análise dos dados coletados.

3.1 Caracterização do público-alvo

A proposta da pesquisa foi elaborada, posteriormente apresentada ao Comitê de Ética em Pesquisas em Seres humanos (CEP) da Universidade Federal de São Carlos (UFSCar) e, após aprovação (Protocolo nº 20181119.5.0000.5504), foi realizada a pesquisa de campo com o levantamento dos dados primários junto aos agricultores.

O instrumento de coleta de dados foi um formulário, dividido em blocos compostos por 16 questões, que permitiram o aprofundamento nas experiências dos agricultores em relação à segurança alimentar, ao acesso às políticas públicas e à compreensão de como a participação nas organizações sociais (associações) tem influenciado a vida dos grupos familiares no que se diz respeito à sua segurança alimentar.

A pesquisa contemplou, de forma indireta, 24 pessoas e, de forma direta, 8 grupos familiares do total de 10 que possuem o documento de Organização de Controle Social (OCS), e do total de 13

famílias que participam das feiras orgânicas no estado de Pernambuco. Essa amostragem ocorreu a partir das adequações ocorridas no projeto de pesquisa decorrente da pandemia de Covid-19.

Na definição da amostragem, foi identificado que apenas uma associação que correspondia à Zona da Mata Setentrional estava com registro no site do Ministério da Agricultura Pecuária e Abastecimento, porém a quantidade de agricultores registrados no site estava desatualizada. Dessa forma, a amostragem foi definida de acordo com a referência do site e de dados da própria associação, na qual constou que, até dezembro de 2020, foram 10 sócios com OCS e, a partir desse quantitativo, foi realizada a amostragem com 80% dos sócios.

A amostragem restringiu o quantitativo de indivíduos e subtraiu a área de coleta de dados da pesquisa, adotando-se os seguintes critérios: estarem localizados na Zona da Mata Pernambucana e registrados no Ministério de Agricultura, Pecuária e Abastecimento (MAPA). Com esses critérios, a pesquisa focou na Comunidade Marrecos e na Associação dos Produtores Agroecológicos e Moradores do Imbé, Marrecos e Sítios Vizinhos (ASSIM), localizada em Lagoa de Itaenga.

A ASSIM foi criada em 1998 no intuito de trabalhar projetos voltados à obtenção de linhas de crédito para os agricultores familiares, e sua criação foi estimulada a partir da parceria com a Organização Não Governamental Serviço de Tecnologia Alternativa (SERTA). Por meio dessa parceira, foram prestados serviços de assistência técnica e extensão na comunidade, promovendo cursos, oficinas e outras atividades que contribuíram na construção de uma nova perspectiva para as famílias produzirem de forma sustentável, sem o uso de agrotóxicos e baseados na gestão familiar. No decorrer do tempo, houve o envolvimento de agricultores com a visão de trabalhar também a produção sustentável, e, a partir do ano 2000, eles passaram a desenvolver sistemas orgânicos de produção seguindo os princípios da Agroecologia.

As atividades da associação são voltadas para o fortalecimento da agricultura familiar por meio da produção orgânica e da transição agroecológica, buscando o fortalecimento por meio do envolvimento de novas famílias na produção de produtos *in natura*, além dos produtos beneficiados, a fim de agregar valor, resultando na permanência da população no campo, principalmente das mulheres e dos jovens, visando ao desenvolvimento da agricultura familiar e a qualidade de vida, respeitando os direitos humanos.

A ASSIM, no decorrer dos anos, vem passando por um avanço das atividades de base ecológica com o apoio de instituições do terceiro setor e públicas. O apoio advém das seguintes iniciativas e instituições:

- A Universidade Federal Rural de Pernambuco, que, através da Incubadora Tecnológica de Cooperativas Populares (INCUBACOOP), desenvolveu processos de sensibilização voltados para mudanças de uma agricultura tradicional para uma agricultura de base ecológica ou transição agroecológica;
- O SERTA, que implantou o fundo de Apoio a Projetos Produtivos dos agricultores; o Projeto Brasil local do Ministério do Trabalho/Secretaria de Economia Solidária;
- Centro de Orientação e Encaminhamento Profissional (COEP), que apoiou a comunidade na busca por qualidade de vida através do desenvolvimento comunitário e por meio de atividades voltadas aos agricultores e aos jovens, como a implementação de telecentro comunitário;
- O Programa de Ampliação e Fortalecimento das Redes de Agroecologia e Produção Orgânica;
- O projeto ECOFORTE, executado em parceria com o Centro Sabiá em benefício aos agricultores, na produção de beneficiamento, processamento e comercialização, máquinas para processamento de alimento, compondo uma cozinha comunitária;
- Instituto Federal de Educação, Ciência e Tecnologia de Pernambuco, Campus Vitória de Santo Antão, com projetos integrados, tendo como tema central “Diagnóstico e Apoio à Transição Agroecológica nas Comunidades de Imbé, Marrecos e Sítios vizinhos”, e Campus Recife, com o projeto Turismo Rural Pedagógico;

- Prefeitura Municipal de Lagoa de Itaenga - Pernambuco;
- Federação dos Trabalhadores Rurais Agricultores e Agricultoras Familiares do Estado de Pernambuco (FETAPE);
- Sindicato dos Trabalhadores Rurais (STR), dando ênfase ao acesso às políticas públicas e ao resgate das sementes crioulas.

3.2 Instrumento e forma de coleta de dados

O formulário foi dividido em blocos A e B, contendo 16 questões, considerando as seguintes variáveis: escolaridade, idade, gênero, renda, participação em organização social, alimentação.

Antes de ser apresentado e aplicado com o público-alvo, esse formulário foi submetido ao Comitê de Ética em Pesquisa em Seres Humanos (CEP) da Universidade Federal de São Carlos (UFSCar), juntamente com o projeto de pesquisa e o Termo de Consentimento Livre e Esclarecido e cronograma; somente após a aprovação e emissão do parecer liberando a etapa de coleta de dados, deu-se início às atividades de campo, nas quais o primeiro passo foi a apresentação da pesquisa para os agricultores e, em seguida, as visitas para entrevistas, que ocorreram nos espaços de reuniões na sede da associação e nas casas dos agricultores. Houve também, como parte da pesquisa, a participação em diversas atividades em andamento com o envolvimento do público-alvo e de seu espaço de trabalho, tais como: reuniões, visitas aos pontos de comercialização direta e às propriedades dos agricultores, constituindo o diário de campo.

3.3 Análise dos dados

Os dados quantitativos e qualitativos foram analisados por meio dos instrumentos da metodologia da análise de conteúdo. Considerado que essa metodologia, de acordo com Franco (2005), consiste em uma análise por meio da mensagem escrita, oral, documental ou figurativa, de forma crítica e contextualizada.

O procedimento das perguntas abertas passou pelo processo de pré-análise, que consiste na leitura das respostas, análise da coerência das respostas de acordo com a pergunta e, em seguida, na criação das categorias e identificação dos quantitativos de respostas de acordo com as categorias, o que permite a análise final dos resultados. As respostas fechadas passaram apenas pelo levantamento da frequência de respostas para cada questão.

4 RESULTADOS E DISCUSSÕES

Neste tópico serão apresentadas e discutidas as informações obtidas com a pesquisa de campo com os 8 grupos familiares de Lagoa de Itaenga.

4.1 Caracterização do perfil socioeconômico do grupo familiar dos agricultores orgânicos

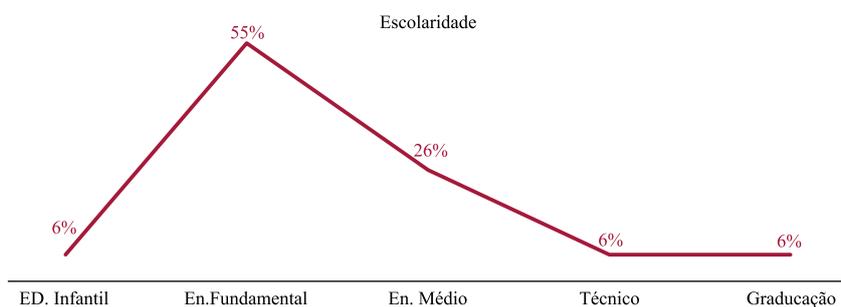
Na pesquisa de campo, foram abordados 8 grupos familiares, do total de 10 que têm cadastro no MAPA como pertencentes à Zona da Mata. Levantaram-se informações sobre escolaridade, gênero, idade e renda, variáveis importantes para o conhecimento do público o qual se está estudando, sendo necessário o conhecimento para verificar as interferências dessas variáveis na qualidade de vida, seja pelo acesso à educação, seja ao lazer, ao trabalho, e o acesso ao alimento.

Com o resultado das variáveis supracitadas, principalmente a variável escolaridade, que, de acordo com Ferreira e Pomponet (2019, p. 268), “pode ser apontada como um dos elementos de desigualdade, isso porque uma pequena diferença nos anos de estudo costuma impactar expressi-

vamente na remuneração dos trabalhadores”, verifica-se que a escolaridade desse público pode ter interferência na renda do grupo familiar, a partir do ponto em que as oportunidades de emprego e de mercado exigem determinado conhecimento ou formação, bem como no comportamento alimentar, como afirmam Assis *et al.* (2014, p. 114) quando dizem que “o comportamento alimentar é influenciado por fatores como idade, sexo, etnia, escolaridade e estado civil”.

A partir dos dados desta pesquisa apresentados na Figura 1, verifica-se que a maioria dos indivíduos tem escolaridade de ensino fundamental (55%) – alguns se encontram ainda nessa classe de estudo, e outros só estudaram até determinada série que se inclui nesse nível de escolaridade; em segunda posição, aparece o ensino médio (26%), em que se incluem os agricultores que chegaram até séries que se encaixam nesse nível ou que ainda estão estudando.

Figura 1 – Escolaridade do grupo familiar dos agricultores orgânicos no município de Lagoa de Itaenga, em percentual.

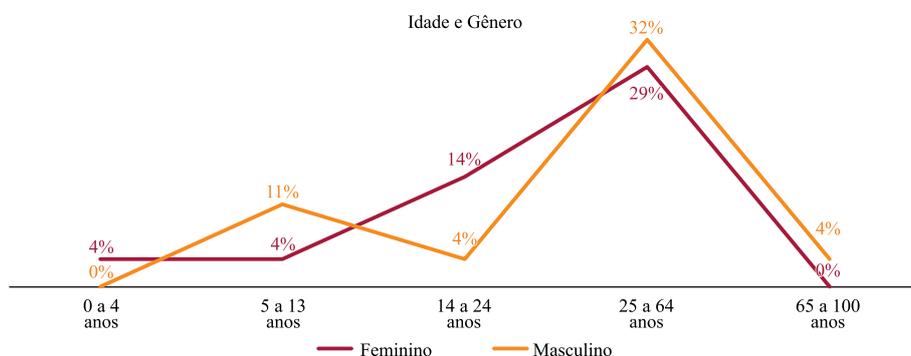


Fonte: Dados da pesquisa.

A ausência do analfabetismo e a presença do ensino técnico e superior mostram que a população rural tem buscado formas de aprimorar seus conhecimentos e que continuam em seu território rural.

Outras variáveis analisadas foram gênero e idade. Em relação ao gênero, a maioria se identificou como masculina (53,13%), e 46,87% como feminina. Com relação à idade, foram criadas categorias de acordo com o surgimento das idades dos componentes de cada grupo familiar, que compreendeu um total de 24 pessoas, em que a maioria se encontra dentro da categoria de 25 a 64 anos (Figura 2). Nessa faixa etária, os homens correspondem a 32%, e as mulheres, a 29%.

Figura 2 – Classificação da idade e gênero em percentuais

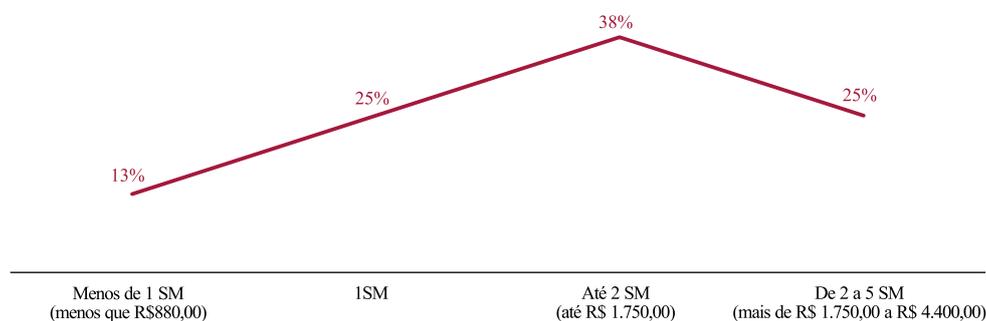


Fonte: Dados da pesquisa.

Esse mesmo público apresentou uma diferença na variável renda, sendo que 38% dos entrevistados recebem por mês até dois salários-mínimos (SM), 25% recebem entre dois e cinco salários-

-mínimos, e 13% correspondem a um público em situação financeira mais delicada, recebendo menos de um salário-mínimo (Figura 3).

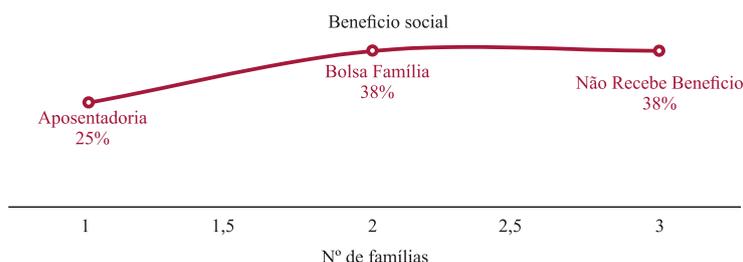
Figura 3 – Distribuição e classificação da renda de acordo com os grupos familiares dos agricultores orgânicos, em percentuais.



Fonte: Dados da pesquisa.

Mesmo que a maioria dos entrevistados apresente uma situação financeira consideravelmente boa, algumas famílias recebem benefício social, o que interfere nos resultados apresentados anteriormente – dentre esses benefícios estão aposentadoria (25%) e o Bolsa Família (38%) (Figura 4).

Figura 4 – Percentual de famílias que acessam benefícios sociais - Aposentadoria ou Bolsa Família



Fonte: Dados da pesquisa.

De forma geral, os agricultores orgânicos dessa região têm boas condições financeiras, e isso também se deve à participação deles na associação, como afirma 88% desse público. Essa mudança na renda das famílias interfere em diversos hábitos/rotinas, principalmente na promoção de momentos de lazer, fato relatado por 63% desses agricultores entrevistados, já 13% ainda não tiveram a mudança no item lazer por falta de condições suficientes para tal atividade, deixando-a como algo não prioritário.

A renda das famílias também vem da venda dos produtos na feira. A venda dos produtos diretamente na feira proporciona para o agricultor certas vantagens, tal como a relação mais próxima com os consumidores, o que permite compreender quais os produtos mais desejados pelo lado da demanda no mercado; como também estabelece maior confiança, pelo fato de que muitos consumidores vêm fazer a compra no próprio local de produção. Outra vantagem apresentada por Assis e Romeiro (2005) com relação às feiras no mercado local é a retirada da figura do atravessador, o que resulta na diminuição do custo de comercialização. Isso incentiva os agricultores a terem as suas próprias hortas e a expandirem na prática o sistema de produção orgânica, como já vem ocorrendo na comunidade – novos agricultores estão buscando se associar para começar a entrar no sistema de comercialização e fornecer/levar seus produtos para as feiras orgânicas, seguindo os exemplos dos agricultores mais antigos.

4.2 Reflexo nas relações sociais e as mudanças no hábito alimentar dos agricultores familiares envolvidos no sistema de produção orgânica

As famílias, com o decorrer das atividades no campo, vão criando hábitos e formando relações que podem fortalecer ou afastar sua atenção de uma refeição saudável e de qualidade de forma permanente, e acabam se satisfazendo com uma refeição que apenas sacie sua fome. A rotina da alimentação de uma família é tão importante quanto o acesso à alimentação e suas composições nutricionais, e pensando nisso algumas questões foram elaboradas e levadas para os agricultores.

Quando questionados quanto ao acesso ao alimento e à diversidade dele na mesa da família, 100% dos agricultores afirmaram que tiveram alteração, que sua participação na associação contribuiu para a diversidade de alimentos disponíveis na mesa de sua família, e que essa interferência ocorreu por meio do aumento da diversidade de alimentos consumidos, como também através da aquisição de novos conhecimentos sobre as funções nutricionais dos alimentos. Pode-se notar essa constatação na seguinte fala: “eu cresci acompanhando o processo, quando mãe começou a fazer a formação no Sertão e começou a plantar verdura, eu acho que melhorou pela quantidade e diversidade de alimento que a gente tinha, porque na época pai trabalhava na cana-de-açúcar, e a gente não tinha acesso principalmente às folhas, e quando a gente começou a plantar, melhorou a diversidade de tempero e folhosas para a salada, hoje lembro que comíamos muito couve na época” (Agricultor W).

Diante da fala do agricultor, é possível ver a mudança dos hábitos alimentares quando ele afirma a questão do consumo de folhas em salada, e quando vistos os resultados sobre os alimentos produzidos e consumidos pelas famílias, o que mais se destaca é a batata-doce, seguida da macaxeira e feijão. A batata-doce é uma planta de vários usos, podendo ser utilizada tanto na alimentação humana quanto animal, apresenta rusticidade que a torna tolerante à seca, tendo ampla adaptação climática e custo de produção relativamente baixo, o que lhe atribui grande importância socioeconômica entre os agricultores (Fernandes *et al.*, 2014). Sua raiz é a parte principal da planta consumida pela população, assim como na macaxeira, no entanto, suas folhas também podem ser consumidas pelo ser humano, pois têm grande valor nutricional que, de acordo com Maluf (2003), é semelhante ao da folha da mandioca. Salasar, Horn, Golle *et al.* (2019) afirmam que uma vantagem da folha da batata-doce com relação à folha da mandioca é a ausência de princípios tóxicos (cianogênicos).

Outro produto mencionado entre os três principais foi o feijão, uma leguminosa muito presente nos pratos dos brasileiros, principalmente dos nordestinos. Essa leguminosa, quando comparada com a batata-doce, tem teor de proteína inferior ao valor encontrado em uma unidade calórica da folha da batata-doce (Salasar; Horn; Golle *et al.*, 2019). No entanto, o feijão em sua diversidade de variedade, compreende grande importância nutricional, sendo ricos “em nutrientes minerais, os grãos de feijão são ricos, principalmente em potássio (25 – 30% do conteúdo total de minerais), fósforo (cerca de 0,4%), ferro (cerca de 0,007%), cálcio, zinco e magnésio” (Lima; Gomes; Mattar *et al.*, 2014, p. 169).

Entre as diversas culturas que os produtores cultivam também foram mencionadas, com menores frequências, banana, alface, coentro, repolho, quiabo, jerimum, cebola e, atrelada aos sistemas vegetais, a criação animal, com a produção de ovos.

A agricultura orgânica, considerando os resultados desta pesquisa, apresentou-se como principal ferramenta de mudança de vida, levando os agricultores a participarem da associação. Essa participação promoveu grandes mudanças na renda das famílias e nos hábitos alimentares, sendo que 63% dos agricultores afirmam que passaram a ter novos hábitos alimentares, e outros deixaram de comprar alimentos convencionais e passaram a produzir o seu próprio alimento. Toda essa mudança proporcionou aos agricultores comercializar hortaliças e produtos beneficiados em diversos locais, desde a capital até feiras mais próximas ao município de Lagoa de Itaenga, como

também dentro do próprio município (no qual não se tinha tanto conhecimento sobre a produção de alimentos orgânicos).

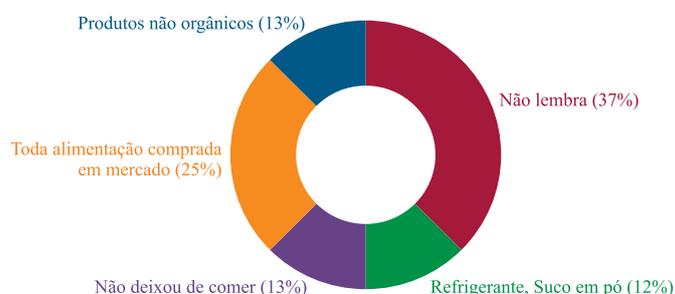
Considerando os dados apresentados na Figura 5, pode-se observar as famílias que tiveram modificação nos hábitos alimentares. A primeira modificação mencionada foi das famílias que deixaram de comprar a maior parte dos alimentos (25%), e hoje a maior parte dos alimentos consumidos são produzidos em sua propriedade, já 38% não lembram o que comiam antes dessa mudança, 13% tomavam refrigerante e suco em pó e deixaram de tomar, hoje produzem e consomem as próprias frutas, e 13% não mudaram, pois continuam comendo os mesmos produtos que comiam antes (refrigerantes, enlatados e com conservantes).

Essa realidade permitiu aos agricultores e seus familiares uma maior relação com sua propriedade e consciência do valor nutricional dos alimentos que produzem, outros passaram a ter uma alimentação mais saudável, coisa que antes não podiam ter por questões de renda ou por ter acesso a produtos de origem desconhecida.

Esses resultados se reafirmam quando a Agricultora D afirma: “Nossa qualidade de vida mudou quando começamos a participar da associação, na qual fomos vendo que tudo aquilo que plantamos podíamos consumir saudável, sem nenhum resíduo de agrotóxico. Éramos acostumados a ir nas feiras livres e comprar tudo aquilo que consumimos, é muito satisfatório plantar e colher e consumir. Ah, esta é a nossa qualidade de vida saudável”.

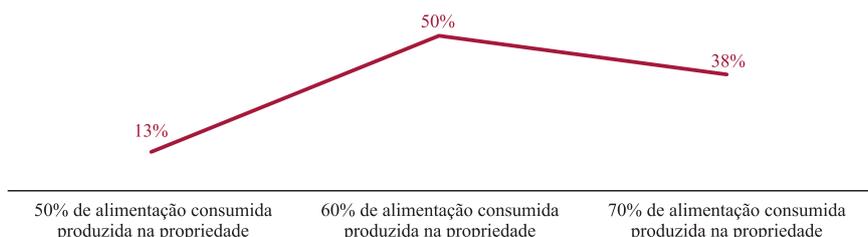
Atualmente os agricultores têm a maior parte da sua alimentação produzida em sua propriedade, sendo 50% dos grupos familiares com produção de 60% do alimento produzido, 38% com 70% de consumo oriundo de sua propriedade, e, 50% com 13% de consumo dos alimentos produzidos (Figura 6). Embora a maioria dos agricultores tenha a maior parte dos alimentos consumidos oriundos de sua propriedade, ainda existe dependência da rede de supermercados para a compra de produtos de higiene pessoal, arroz, macarrão entre, outros que eles não produzem.

Figura 5 – Modificações alimentares ocorridas por meio do trabalho com a agricultura orgânica, em percentuais



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 6 – Percentual de alimentação adquirida e consumida pelos grupos familiares



Fonte: Dados da pesquisa.

4.3 Contribuição do associativismo na transformação de vida dos grupos familiares

A contribuição do associativismo é reafirmada com os resultados apresentados nesta pesquisa com os agricultores da Zona da Mata Setentrional, de forma mais específica na alimentação, no lazer e na renda das famílias (Figura 7).

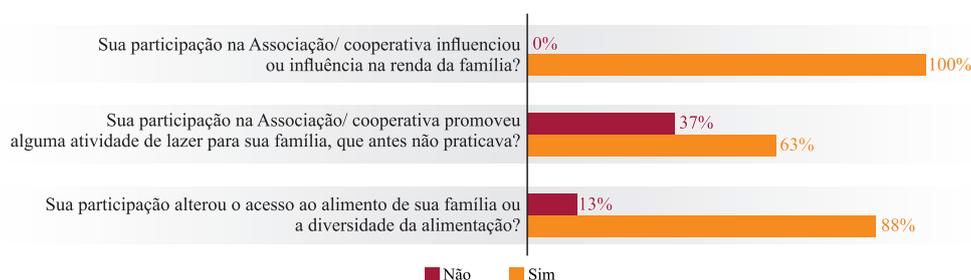
No tocante aos resultados referentes à participação dos membros familiares na associação, e se essas participações promoveram alterações no acesso e na diversidade de alimentos consumidos pelas famílias, 100% dos entrevistados afirmaram que sim.

Algumas falas dos agricultores confirmam esse percentual: “antes nós não se alimentava como hoje” (Agricultora X); “adquiri mais conhecimento sobre a composição nutricional dos alimentos” (Agricultora Y); “a associação interferiu em muita coisa, foi muito boa, depois que comecei a participar da associação, eu vi muita mudança na minha vida, na minha família, foi no momento que começamos a iniciar as plantação e os nossos alimentos, então pra mim foi muito bom e tem sido muito bom pra minha família” (Agricultora Z).

Quanto à contribuição em relação ao lazer, 38% não tiveram alteração, o que pode ser constatado por meio de frases como “ainda não tem recurso para essas atividades”; essa realidade é distinta para 63% dos entrevistados que afirmam terem tido interferência na questão do lazer da família, através de viagens ou, ainda, transformando o cultivo das plantas em momentos de lazer.

Esse resultado de contribuição e interferência positivas foi presente também na variável renda, quando 88% das famílias afirmaram que a sua participação na associação interferiu diretamente na renda da família, sendo reafirmada com a fala do agricultor quando diz que “o que mais influenciou foi a condição de vida, que antes eu trabalhava em restaurante e saí, cheguei a trabalhar com detergente, produto de limpeza, saí, trabalhei em cerâmica, saí, e daí... não me envolvia na associação porque não tinha terra onde plantar, e quando meu irmão foi para Goiânia, e a terra ficou desocupada, que é terra de herdeiro, do meu avô, foi onde eu tomei posse da horta, me engajei na associação, me tornei sócio, e daí comecei a comercializar no Recife, foi aonde veio a mudança bem de vida e o lado financeiro, que tem me ajudado muito e vem me ajudando, e é o meu sustento, é essa área da agricultura, e a associação como apoio, como base, é onde nos envia como agricultor, foi onde eu pude sentar e ver os pontos para onde posso ir, e hoje uso o nome da ASSIM, o documento OCS que veio através da associação que deu o direito em trabalhar nas feiras em Recife” (Agricultor B).

Figura 7 – Percepção dos agricultores familiares envolvidos no sistema de produção orgânica acerca da interferência no acesso aos alimentos, práticas de lazer e renda, em percentuais



Fonte: Dados da pesquisa.

As respostas a essas questões permitiram compreender como é importante uma organização social (associação) na promoção do desenvolvimento rural e local. Esse resultado positivo da associação no território rural também foi verificado na pesquisa desenvolvida por Assis e Romeiro (2005) no sul do Paraná, onde a associação, na visão de parte dos produtores, tem assumido a

articulação da criação de mecanismo de comercialização e estruturas comunitárias de beneficiamento da produção.

Na Comunidade Marrecos, os agricultores foram contemplados com vários benefícios promovidos por esse envolvimento com a agricultura orgânica e, conseqüentemente, o associativismo; dentre eles, foi mencionada a promoção de atividade de lazer, alguns disseram que começaram a viajar mais, outros que transformaram a atividade agrícola em uma atividade de lazer, assim como expressa a Agricultora C, quando diz que “o trabalho com as plantas pra mim é uma atividade de lazer”. Essa afirmação vai contra o mito que se tem sobre o espaço rural –Silva (2001) afirma que é um espaço apenas de produção, no entanto, essa realidade encontrada mostra que o campo é espaço de bem viver, local de relações que vão além do setor produtivo e que a todo tempo está se transformando, principalmente em realidades cuja autonomia financeira vem sendo construída durante o processo de mudança.

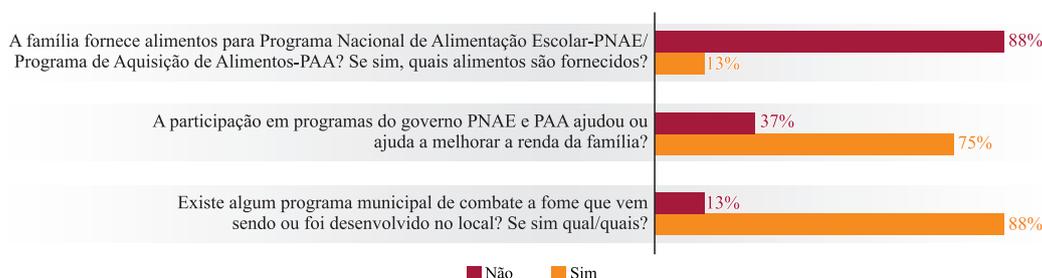
4.4 Políticas públicas e o fortalecimento da agricultura familiar do sistema de produção orgânica

As políticas públicas no Brasil têm contribuído com os agricultores rurais e, em alguns casos, vêm sendo a esperança de uma melhoria de vida; em outros, é apenas mais um processo burocrático que o governo desenvolve para beneficiar determinado setor de produção. Os programas, quando criados, tiveram como foco os agricultores familiares. De acordo com Quijada *et al.* (2020), são programas construídos a partir de atores e interesses diversos, que influenciaram os rumos desse segmento no Brasil.

Quando aplicada a pesquisa aos agricultores sobre os Programas de Aquisição de Alimentos (PAA) e o Programa Nacional de Alimentação Escolar (PNAE), os agricultores mostram ter conhecimento sobre as políticas, mas nem todos têm acesso, embora participem da mesma associação. Tais razões para não acessarem os programas são: a falta de vagas para fornecimento de alimentos, a falta de alimentos durante os períodos de entrega devido às condições climáticas e a dificuldade com a disponibilidade de água para produção. Mesmo diante dessas dificuldades, 88% dos agricultores participaram de um desses programas ou dos dois, como mostra a Figura 8.

Dentre as principais hortaliças e frutíferas que os agricultores fornecem, a macaxeira é a que se destaca, seguida da batata-doce, coentro, banana, alface, cebola, cenoura, limão/laranja e inhame. O fornecimento desses alimentos e a participação no PAA e/ou PNAE têm contribuído com a renda de 75% dos agricultores, e 13% dos agricultores que fornecem alimento afirmaram que sua renda não teve interferência decorrente da participação nos programas (Figura 8).

Figura 8 – Percentual dos agricultores sobre políticas públicas e incentivo à promoção da segurança alimentar e nutricional

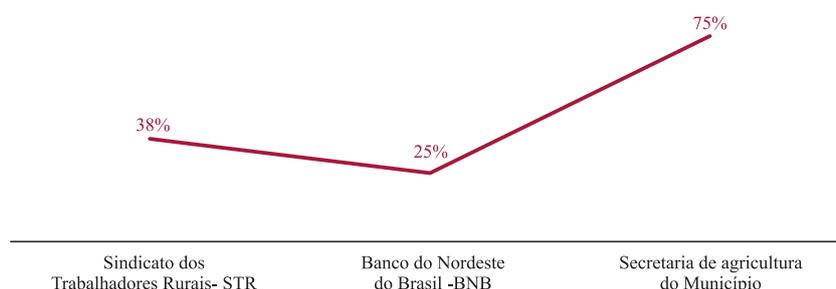


Fonte: Dados da pesquisa.

Mesmo com as dificuldades de acesso e execução dos programas nos municípios, a luta contra a fome e o fortalecimento da agricultura familiar vem ganhando forças através de outros órgãos e/ou instituições. No município de Lagoa de Itaenga, esse fortalecimento está tendo apoio de três órgãos: o Sindicato dos Trabalhadores Rurais (STR), o Banco do Nordeste do Brasil e a Secretaria de Agricultura do Município. De acordo com os resultados da pesquisa, quando comparada a frequência das respostas dos agricultores a secretaria de agricultura foi a mais mencionada entre as respostas (Figura 9).

No entanto, quando vistos os percentuais apresentados no gráfico abaixo, é perceptível a discrepância entre os valores, ultrapassando os 100%, isso porque a frequência de atuação de um determinado representante não anula a outra, dessa forma, as respostas foram de acordo com a ajuda que cada grupo familiar obteve e mencionou na entrevista.

Figura 9 – Identificação, por parte famílias, quanto às organizações e/ou instituições que contribuem para o fortalecimento da agricultura familiar e na promoção da segurança alimentar (em percentual)



Fonte: Dados da pesquisa.

De forma geral, os agricultores orgânicos da região da Zona da Mata Setentrional apresentam um bom acompanhamento e acesso às informações e benefícios de políticas públicas, que se dá pela participação da associação e apoio das outras instituições que visam ao desenvolvimento e fortalecimento da agricultura familiar no local.

Sem dúvida, os programas PAA e PNAE trazem alternativas para os agricultores enquanto um destino da produção de alimentos, propiciando um acréscimo na renda desses agricultores e sendo uma segurança do escoamento da produção, além das feiras orgânicas. A necessidade do apoio local, certamente, faz toda a diferença, incentivando e dando condições para a expansão da agricultura orgânica, e abrindo portas para o desenvolvimento rural local.

Outra política pública acessada por 75% dos agricultores foi o Programa Nacional de Fortalecimento da Agricultura Familiar (Pronaf) (Figura 10), que foi uma das principais políticas iniciais que contribuíram com o crescimento dos agricultores na agricultura orgânica, seguido do Programa Nacional de Alimentação Escolar (PNAE) e do Programa de Aquisição de Alimentos (PAA), para esse grupo de agricultores.

Quando questionados sobre a contribuição da prefeitura no processo de comercialização e nos espaços, 88% dos agricultores afirmaram que ela contribui com a oferta de espaço e o transporte para as feiras. Quanto à participação nas feiras e a relação das feiras com a renda, ficou explícito que o envolvimento dos agricultores tem contribuído com a renda de 100% dos entrevistados.

Sem dúvida, a agricultura orgânica tem incluído os agricultores nos espaços de comercialização, e esta relação de produção e venda direta tem contribuído com a renda das famílias. Quando questionados sobre as atividades que desenvolviam antes de trabalhar com orgânicos, os agricultores citaram nas respostas: o trabalho na roça, feira livre convencional, restaurantes, cuidadora e empregado de outros agricultores sem acesso aos direitos trabalhistas.

Figura 10 – Envolvimento das famílias com as políticas públicas e espaços de comercialização



Fonte: Dados da pesquisa.

A transformação na vida dessas famílias ocorreu através da participação de algum integrante da família, sendo esposa, filha, mãe, irmão ou o próprio agricultor que buscou informações sobre o sistema de produção e começou a participar da associação. A associação, nesse território, tem desenvolvido sua função enquanto organização social, dando suporte como elo entre os espaços de comercialização e os agricultores. Nesses espaços, obtém-se a renda principal com a venda de hortaliças e derivados, comercializados por meio de vários mercados, tanto pelas feiras agroecológicas e orgânicas e eventos como para a Política Nacional de Alimentação Escolar (PNAE e PAA).

Os agricultores participam das feiras que ocorrem em 10 locais na capital Recife: Espaço Agroecológico de Boa Viagem, Feira de Economia Solidária e Agroecológica (UFPE) em frente ao prédio do Centro de Ciências Sociais Aplicadas (CCSA), Espaço Agroecológico de Santo Amaro, Feira Orgânica Fórum Desembargador Rodolfo Aureliano, Feira Orgânica Tribunal de Justiça do Estado de Pernambuco Paula Batista (TJ-PE), Feira Agroecológica de Olinda, Feira Espaço Agronomia de Setúbal, Feira do Hospital Plano de Areia, Feira Agroecológica de Camaragibe, Feira orgânica realizada na Empresa de Manutenção e Limpeza Urbana (EMLURB).

5 CONCLUSÃO

Os agricultores orgânicos da Zona da Mata Setentrional apresentam suas especificidades enquanto grupos familiares com experiências de vida distintas, mas unidos pelo mesmo propósito e atraídos por um objetivo maior: ter qualidade de vida no campo. De acordo com a presente pesquisa, foi possível caracterizar o perfil socioeconômico e alimentar dos agricultores familiares orgânicos envolvidos na pesquisa, evidenciando as políticas públicas adotadas por eles, bem como levantar as questões no que se refere à segurança alimentar e nutricional, considerando as variáveis: renda, escolaridade, gênero, organização social, alimentação e acesso às políticas públicas.

Com relação à escolaridade, foi identificada a ausência do analfabetismo, o que é uma realidade boa dentro desse grupo, considerando que muitos agricultores, cuja idade é mais elevada, priorizavam o trabalho em vez da escola, não por uma escolha, mas por necessidade.

O envolvimento com a agricultura orgânica promoveu mudanças nos hábitos alimentares da maioria dos agricultores; primeiro, a mudança no sistema de produção e/ou profissão levou os agricultores a se envolverem na associação, e esse vínculo permitiu o acesso aos espaços de comercialização, e foi a partir desses envolvimento e relações que ocorreu a contribuição na renda das famílias.

Para os agricultores pesquisados, essa qualidade de vida se deu por meio do trabalho com a agricultura orgânica, que os levou a participar da associação, que foi o meio principal que possibilitou que os agricultores recebessem instruções sobre os sistemas de produção orgânica e agroecológica no qual estão inseridos.

Com a criação da ASSIM, as ações passaram a fortalecer a comunidade, sendo um ponto de partida para projetos e pesquisas que perceberam o potencial do trabalho desenvolvido nessa comunidade, e a transformação de vida que ocorreu gradualmente nos sujeitos envolvidos nessa organização, sendo um exemplo dentro do município, e um atrativo para outros agricultores que desejam mudar sua forma de produção e sua qualidade de vida.

Toda essa relação de produção, organização social e comercialização por meio da venda direta impactou a vida dos agricultores das seguintes formas: interferiu nos hábitos alimentares dos grupos familiares, trazendo aprendizados sobre os aspectos nutricionais dos alimentos; a aproximação do lazer com o trabalho trouxe oportunidade de viver momentos de descontração que antes não existiam; a inclusão de novos alimentos nos pratos, o que diminui os gastos com alimentação; a busca por uma alimentação saudável; e a alegria em produzir o próprio alimento.

Por fim, observou-se, por meio desta pesquisa, que as instituições conseguiram reconhecimento e visibilidade por empresas que buscavam contribuir com o desenvolvimento de ações em prol da preservação ambiental e do desenvolvimento rural. Nesse sentido, a associação desenvolveu, ao longo do ano de 2022, dois projetos em prol do envelhecimento ativo, sendo trabalhada a segurança alimentar com esse público e a expansão da agroecologia como promoção da segurança alimentar e qualidade de vida.

Sendo assim, esta pesquisa contribuiu, com os dados levantados, para que qualquer pessoa que tenha o interesse possa saber como os agricultores se valeram da participação em associações, motivando novas ações, e, academicamente, para incentivar novas pesquisas na área.

REFERÊNCIAS

- ALVES, A. C. O.; SANTOS, A. L. S.; AZEVEDO, R. M. C. Agricultura orgânica no Brasil: sua trajetória para a certificação compulsória, **Rev. Bras. de Agroecologia**, p. 19-27, 2012.
- ASSIS, M. M.; PENNA, L. F.; NEVES, C. M.; MENDES, A. P. C. C.; OLIVEIRA, R. M. S.; NETTO, M. P. Avaliação do conhecimento nutricional e comportamento alimentar após educação alimentar e nutricional em adolescentes de Juiz de Fora – MG. **HU Rev.**, Juiz de Fora, v. 40, n. 3 e 4, p. 135-143, jul./dez. 2014.
- ASSIS, R. L.; ROMEIRO, A. R. Agroecologia e Agricultura Familiar na região centro sul do estado do Paraná. *Rev. De Econ. E Soc. Rural*, Rio de Janeiro, vol. 43, n. 01, p. 155-177, jan./mar. 2005.
- BALEM, T. A. Associativismo e cooperativismo. **Rede e-Tec**, Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria, 2016. Disponível em: <https://www.ufsm.br/app/uploads/sites/342/2020/04/ASSOCIATIVISMO-E-COOPERATIVISMO.pdf>. Acesso em: 12 abr. 2021.
- CLEMENTE, E. C.; OLIVEIRA, I. L.; STURZA, J. A. L. O associativismo como promotor do desenvolvimento rural e (re) organização espacial em assentamentos rurais. **Rev. Braz. J. of Develop.**, Curitiba, v. 6, n. 7, p. 44852-44864, jul. 2020.
- FERNANDES, F. R.; AMARO, G. B.; MADEIRA, N. R.; CAVALIERI, S.D.; MELO, W F. BioFort: Saúde na mesa dos brasileiros, **Embrapa agroindústria de alimentos**, RIO DE JANEIRO: EMBRAPA-RJ, 2014.

FERNANDES, F. R.; AMARO, G. B.; MADEIRA, N. R.; CAVALIERI, S.D.; MELO, W F. Biofortificação: batata-doce Beaugard. **Embrapa**, Brasília, 2014.

FERREIRA, M. I. C.; POMPONET, A. S. Escolaridade e trabalho: juventude e desigualdades. **Revista de Ciências Sociais**, Fortaleza, v. 50, n. 3, p. 267-302, nov. 2019/fev. 2020.

FRANCO, M. L. P. B. **Análise de conteúdo**. 2. ed. Brasília: Liber Livro Editora, 2005.

LIMA, M. O.; GOMES, F. A.; MATTAR, E. P. L.; RIBEIRO, O. A. S.; FERREIRA, J. B. **Aspectos nutricionais de feijões crioulos cultivados na Amazônia ocidental, Acre, Brasil**. ENCICLOPÉDIA BIOSFERA, Centro Científico Conhecer, Goiânia, v. 10, n. 19; p. 163, 2014.

MALUF, W. R. A batata doce e seu potencial na alimentação humana, na alimentação animal, e na produção de etanol biocombustível. *In*: CONGRESSO BRASILEIRO DE OLERICULTURA, 53., Disponível em: http://www.abhorticultura.com.br/eventosx/trabalhos/ev_7/MALUF.PDF. Acesso em: 20 fev. 2021.

MAPA - MINISTÉRIO DE AGRICULTURA PECUÁRIA E ABASTECIMENTO. **Cadastro Nacional de Produtores Orgânicos**. Disponível em: <http://www.agricultura.gov.br/assuntos/sustentabilidade/organicos/cadastro-nacional-produtores-organicos>. Acesso em: 23 fev. 2021.

PEIXINHO, A. M. L. A trajetória do Programa Nacional de Alimentação Escolar no período de 2003-2010: relato do gestor nacional, **Ciência & Saúde Coletiva**, p. 909-916, 2013.

ROSINI, E. **O associativismo como estratégia de fortalecimento e desenvolvimento da agricultura familiar no município de Catanduvas – SC**. Trabalho de Conclusão de Curso (Especialização) – Universidade Federal do Paraná, 2013.

QUIJADA, D. W.; CAVICHIOLI, F. A.; SOARES, N. M. Influência das políticas públicas na agricultura familiar. **Interface Tecnológica**, v. 17, 2020.

SALASAR, T. C. C. O.; HORN, R. C.; GOLLE, D. T.; ZAMBERLAN, J. F.; GELATIL, G. T.; KOEFENDER, J.; SALAZAR, R. F. S. Propriedades nutricionais e benefícios do consumo da polpa e folha de batata doce. **In book: Desenvolvimento Agropecuário Sustentável**, p. 149-163, 2019.

SAMBUICHI, R. H. R.; ALMEIDA, A. F. C. S.; PERIN, G.; SPÍNOLA, P. A. C.; PELLA, A. F. C. O Programa de Aquisição de Alimentos (PAA) como estratégia de enfrentamento aos desafios da COVID-19. **Rev. de administração pública**, Rio de Janeiro, p. 1079-1096, 2020.

SANGALLI, A. R.; SILVA, H. C. H.; SILVA, I. F.; SCHLINDWEIN, M. M. Associativismo na agricultura familiar: contribuições para o estudo do desenvolvimento no assentamento rural lagoa grande, em Dourados (MS), Brasil. **Organizações Rurais & Agroindustriais**, Lavras, v. 17, n. 2, p. 225-238, 2015.

SILVA, E. R. A. **Programa Nacional de Fortalecimento da Agricultura Familiar – Relatório Técnico das Ações Desenvolvidas no Período 1995/1998**, Brasília, 1999.

SILVA, J. G. Velhos e novos mitos do rural brasileiro. **Rev. Estud. Av.**, v.15, n. 43, 2001.

SOUZA, F. B. **Associativismo rural: uma análise da associação comunitária Barra da Espingarda em Caicó/RN**. Monografia – Departamento de Geografia, Universidade Federal do Rio Grande do Norte, Caicó, 2016.

VILELA, G. F.; MANGABEIRA, J. A. C.; MAGALHÃES, L. A.; TÔSTO, S. G. **Agricultura orgânica no Brasil**: um estudo sobre o Cadastro Nacional de Produtores Orgânicos. Campinas: Embrapa Territorial, 2019.

INSERÇÃO DAS PESSOAS COM DEFICIÊNCIA (PCD) NO MERCADO DE TRABALHO FORMAL DO PIAUÍ: UMA ANÁLISE POR SETORES, ATIVIDADES ECONÔMICAS E TIPOS (2000-2019)

Insertion of people with disabilities in the formal labor market in Piauí state (Brazil): an analysis by sectors, economic activities and types (2000-2019)

Juliano Vargas

Bacharel em Ciências Econômicas e em Ciências Sociais. Doutor em Economia pela Universidade de Brasília (PPGECO/UnB). Docente no Departamento de Ciências Econômicas (DECON) e no Programa de Pós-Graduação em Políticas Públicas (PPGPP) da Universidade Federal do Piauí (UFPI). *Campus* Universitário Ministro Petrônio Portella, Bairro Ininga, Teresina (PI), CEP 64.049-550, Teresina (PI). juliano.vargas@ufpi.edu.br

Leina Iade Araújo

Bacharel em Ciências Econômicas. Mestranda em Economia pelo Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Espírito Santo (PPGEco/UFES). Avenida Fernando Ferrari, 514, Bairro Goiabeiras, Vitória (ES), CEP 29075-910. leinaideadea@gmail.com

Resumo: Neste artigo analisa-se a inserção das PcD no mercado de trabalho formal piauiense entre 2000 e 2019 à luz da legislação – sobretudo da Lei de Cotas (Brasil, 1991). A pesquisa justifica-se pela parcela desse grupo na população total do Piauí, 27,57% (IBGE, 2010), frente aos exíguos estudos sobre o tema no estado. Metodologicamente, a investigação é qualitativa com fins exploratórios, via análise de estatística descritiva na apresentação e interpretação dos resultados. Observou-se baixa participação laboral das PcD em idade ativa. O setor de serviços absorveu quase 80% das vagas destinadas às PcD e três grupos de atividades – *Comércio, Reparação de Veículos Automotores e Motocicletas; Educação; Administrativas e Serviços Complementares* – concentraram mais de 50% dessas ocupações. Preferencialmente empregou-se PcD física e auditiva (89,06% do total). Conclui-se que a estrutura econômica estadual se refletiu na parca inserção laboral das PcD – das aptas ao acesso à Lei de Cotas entre 2006 e 2019, 30,29% foram inseridas no mercado de trabalho formal. Conduzir ações para empregabilidade das PcD e gerar emprego e renda para elas em empresas de pequeno porte traria perspectivas de contratação, e adequar-se-ia a dinâmica produtiva estadual. Ademais, urge garantir os direitos trabalhistas desse público.

Palavras-chave: acessibilidade e inclusão; empregabilidade; Lei de Cotas.

Abstract: In this article we analyze the insertion of people with disabilities (PwD) in the formal job market in Piauí between 2000 and 2019 in the light of the legislation – especially the Quota Law (BRAZIL, 1991). The research is justified by the share of this group in the total population of Piauí, 27.57% (IBGE, 2010), in contrast to few studies on the subject in this state. Methodologically, the investigation is qualitative with exploratory purposes, using descriptive statistics in the presentation and interpretation of the results. There was a low participation of the PwD in working age. The service sector absorbed almost 80% of the vacancies destined for PwD and three groups of activities – *Trade, Repair of Motor Vehicles and Motorcycles; Education; Administrative and Complementary Services* – concentrated more than 50% of these occupations. Preferably, physical and auditory PwD were employed. (89.06% of the total). It is concluded that the economic structure of Piauí was reflected in the low employment insertion of PwD – of those able to access the Quota Law between 2006 and 2019, 30.29% were inserted in formal labor market. Conduct specific to the employability of PwD and generate employment and income for to them in small companies would bring prospects for hiring, and would adapt to the state's productive dynamics. Furthermore, it is urgent to guarantee the labor rights of this public.

Keywords: accessibility and inclusion; employability; Quotas Law.

1 INTRODUÇÃO

Ao completar trinta anos em 2021, a Lei de Cotas – voltada às pessoas com deficiência (Brasil, Lei nº 8.213/1991) – completou um ciclo bastante relevante no contexto da defesa dos direitos ao exercício pleno da cidadania. Na seara laboral, por exemplo, seu artigo 93 explicita que empresas com cem ou mais funcionários devem destinar de 2% a 5% do total de empregos para esse grupo específico.

No entanto, tal lei passou a ser fiscalizada somente em 2000, isto é, nove anos depois de promulgada. Todavia, não raro os empregadores ainda impõem obstáculos à contratação desse público, ou por falta de conhecimento e/ou de incentivo a fazê-lo. Somado a isso, a contratação de PcD recorrentemente está impregnada de capacitismo.

No Piauí, o primeiro órgão governamental a executar políticas públicas de inclusão e garantia dos direitos das PcD foi instituído em 2003 com a criação da Coordenadoria Estadual para a Inclusão das Pessoas com Deficiência (CEID). Inicialmente atuou como coordenadoria, tornando-se secretaria em 2008. No estado, as PcD ainda carregavam nuances de exclusão e preconceito, principalmente na nomenclatura usada para lhes designar.

Segundo Diniz (2007), a deficiência ainda é menos tida como uma questão de justiça social e mais como uma tragédia pessoal. Isso evidencia o preconceito, principalmente, pela dúvida sobre a competência dessas pessoas, em especial no ambiente de trabalho. Tal permanência é assegurada de acordo com o artigo 35 da Lei nº 13.146 (Brasil, 2015, n.p.): “é finalidade primordial das políticas públicas de trabalho e emprego promover e garantir condições de acesso e de permanência da pessoa com deficiência no campo de trabalho”.

O tema é relevante (apesar de pouco discutido), visto que o número de PcD representa aproximadamente 20% da população brasileira¹ e 27,57% da população piauiense (IBGE, 2010). Sua situação no mundo laboral é mais complexa do que a realidade do trabalhador não PcD. O despreparo (fruto de desinformação e/ou desinteresse) dos empregadores quanto ao assunto se reflete na dificuldade de permanência das PcD no mercado laboral.

Além disso, a baixa organicidade e visibilidade dos números oficiais relativos às PcD no mercado de trabalho do Brasil e do Piauí dificultam a formulação e a gestão de políticas públicas focalizadas, de modo a não permitir acurada avaliação quanto à defasagem informacional – o que colabora para invisibilizar (também laboralmente) esse grupo.

Uma investigação dessa temática se justifica por faltarem estudos no estado que tratem da situação das PcD no mercado laboral, o que contrasta com o fato de mais de um quarto da sua população fazer parte desse grupo. Com isso, a pesquisa tem potencial para enriquecer o debate acadêmico e auxiliar os empregadores a se adequarem juridicamente à realidade laboral estadual.

Metodologicamente, esta pesquisa é do tipo qualitativa com fins exploratórios, baseada em bibliografia especializada resultante de fontes secundárias. Tem caráter qualitativo por interpretar e traduzir as informações levantadas ao longo da investigação.

Os dados oficiais do Piauí servirão de base para a análise de estatística descritiva. Os mais importantes foram obtidos do Painel de Informações e Estatísticas da Inspeção do Trabalho no Brasil, divulgado pela Subsecretaria de Inspeção do Trabalho (SIT) (vinculada ao Ministério da Economia) e do Censo Demográfico do IBGE (2010). O recorte temporal selecionado também tem razões objetivas que o justificam. Começa em 2000 (ano em que se inicia a fiscalização

¹ Esta pesquisa não tem caráter comparativo, ainda que alguns dados para o Brasil sejam apresentados no texto com o único intuito de ressaltar as particularidades verificadas no Piauí. Ademais, salienta-se que nas mesmas bases oficiais consultadas para elaborar este estudo com foco no estado – IBGE/IPEADATA e RAIS – é possível encontrar todos os dados correspondentes em nível nacional. Para um panorama das PcD no mercado de trabalho no Brasil, sugere-se consultar as pesquisas de Garcia (2010, 2014), Thomasi *et al.* (2018) e Becker (2019).

da Lei de Cotas no País) e termina em 2019 (último ano com dados disponíveis no painel divulgado pela SIT).

Tendo em vista o regramento jurídico, o objetivo geral neste artigo é analisar a inserção laboral das pessoas com deficiência no mercado de trabalho formal do Piauí entre 2000 e 2019 à luz da legislação vigente – sobretudo da Lei de Cotas. A hipótese subjacente é a de que as condições das PcD quanto à inserção laboral formal são ainda desfavoráveis no estado.

2 REVISÃO DA LITERATURA

De acordo com Diniz (2007, p. 5), “deficiência é um conceito complexo que reconhece o corpo com lesão, mas que também denuncia a estrutura social que oprime a pessoa deficiente”. Nesse conceito está implícito o modelo social da deficiência, já que sugere que tal condição é ditada pelo ambiente em que se está inserido. Essa visão é corroborada pelo Estatuto da Pessoa com Deficiência (Brasil, 2015) em seu artigo segundo, ao assumir que a deficiência é concretizada na interação do indivíduo com o ambiente e a sociedade.

A trajetória de vida e laboral das PcD não é homogênea no tempo e no espaço. Contudo, há períodos em que foram tolhidas do direito de viver (parcial ou plenamente) e excluídas da vida socioeconômica. Apesar da descrição sequencial das fases da história social da deficiência do Quadro 1, não significa que estas ocorram por etapas, podendo coexistir. Assume-se que essas questões são também culturais, com enraizamento de difícil desconstrução (Almeida, 2019).

Quadro 1 – Fases da história social da deficiência

Fases	Características
Extermínio	Comum na Antiguidade, quando pessoas desse grupo eram rejeitadas ou eliminadas socialmente ao nascerem e, ainda, quando a deficiência viesse posteriormente ao nascimento.
Caridade	Consolidou-se na Idade Média, em que a situação dessas pessoas era estigmatizante. Nesse momento, sua dignidade foi posta em xeque, por exemplo, ao serem encaradas como para a diversão da nobreza.
Institucionalização (modelo médico)	Aconteceu com a ascensão do Iluminismo (século XVIII), em que o discurso médico ganhou maior respaldo, cabendo ao especialista decidir entre o julgado normal e o patológico. Nesse último caso, era institucionalizada a exclusão social através de hospitais psiquiátricos e intervenções que os aproximasse dessa “normalidade”.
Inclusão (modelo social)	Ganhou força durante o século XX, com a Declaração Universal dos Direitos Humanos pela Organização das Nações Unidas (ONU, 1948). Nessa fase, na qual vivemos, a prevalência é do modelo social da deficiência, que aponta as barreiras externas ao cidadão como limitantes à vida plena e digna das PcD.

Fonte: Elaboração própria, com base na visão (eurocêntrica) proposta por Almeida (2019).

A fase da institucionalização (modelo médico) entendia a deficiência a partir de uma ótica normalizadora. A reabilitação, em caráter microsocial, funcionava como uma tentativa de conter esse desvio do “normal”. Na esfera macrossocial, também havia esforço institucional de promover a “normalidade” (França, 2014).

Já a fase inclusiva (modelo social) emergiu das duas grandes guerras na primeira metade do século XX. O contexto da Primeira Guerra Mundial (1914-1918) pressionou o debate sobre a reabilitação, pois os soldados feridos precisavam de acesso a condições de trabalho que lhes garantissem uma renda. Durante a Segunda Guerra Mundial (1939-1945), esse debate foi ampliado, proporcionando a visualização da capacidade dessas pessoas, por conta da necessidade de suprir a escassez de mão de obra (Aranha, 1995).

O tratamento inclusivo das deficiências surgiu como contraponto àquele da fase da institucionalização. Na ótica inclusiva, a deficiência se revela na interação do cidadão com o meio, ou seja, as barreiras limitantes estão na forma como essa sociedade é estruturada. Assumem-se então distintas pautas, como: mobilidade, educação, interação e inserção laboral.

Ressalta-se que as barreiras impostas pela sociedade às PcD também podem ser atitudinais, desvelando preconceitos – *vide* os catorze parágrafos do artigo 3º do Estatuto da Pessoa com Deficiência, no que tange às considerações para a aplicação da Lei (Brasil, 2015). Nem todas as PcD necessitam que o ambiente se modifique para se integrarem à sociedade, mas existem aquelas que não prescindem dessas mudanças, e não há, portanto, como negligenciar essa realidade (Sasaki, 1997; Carmo; Gilla; Quiterio, 2020).

O modelo social designa, então, a deficiência como produto da opressão externa sobre esse corpo. Assim, a deficiência – para além do papel da Medicina – é uma preocupação social e de intervenção estatal por meio de políticas que abarquem esse tema (Diniz, 2007).

Nesse ínterim, a Organização Internacional do Trabalho (OIT, 1983), por meio da Convenção nº159/1983, estabeleceu a necessidade de garantias de trabalhos adequados à realidade desse grupo. Os Estados que a ratificaram, caso do Brasil, comprometem-se a manter uma política nacional de promoção da inclusão profissional dessas pessoas.

Esse movimento foi ampliado pelo conceito de trabalho decente (*decent work*), sobretudo a partir de dois relatórios elaborados pela OIT na 87ª e na 90ª Conferência Internacional do Trabalho, respectivamente (ILO, 1999, 2002). A partir das diretrizes destas conferências é que a instituição assumiu que (qualquer tipo de) trabalho, além de produtivo, deve ser de qualidade. Assim sendo, o trabalho decente deve assegurar a dignidade (direitos de cidadania) de quem labora. Já em 2009, o então Diretor-Geral da OIT (Juan Somavia) publicou importante nota intitulada *Facts on Disability (sic) and Decent Work*, em que enfatizou ^apreocupação específica em gerar e garantir acesso ao trabalho decente às PcD.

A formalização institucional dessas iniciativas da OIT resultaram, dentre outras ações no Brasil, na criação do Comitê Executivo Interministerial da Agenda Nacional de Trabalho Decente (2012) e do Subcomitê de Promoção do Trabalho Decente para Pessoas com Deficiência (2013), com destaque para duas frentes de trabalho relativas à integração das PcD no serviço público: reservas de vagas e adaptação do local de trabalho.

Em linha com a OIT está a Organização Mundial da Saúde (WHO, 2001), que em maio de 2001 instituiu a Classificação Internacional de Funcionalidade, Incapacidade e Saúde (CIF). Esse enfoque apresenta visão positiva da incapacidade e da deficiência, levando em conta as atividades que alguém com alterações de função e/ou da estrutura corporal pode exercer, bem como sua participação social. Assume-se que a incapacidade e a funcionalidade dos indivíduos são determinadas pelo contexto ambiental onde as pessoas vivem, constituindo-se a CIF em potente instrumento de avaliação das condições de vida e de promoção de políticas de inclusão – aderente ao modelo social².

Com isso, as modificações que o tratamento inclusivo da deficiência trouxe, principalmente ao nortear legislações e políticas públicas, são relevantes ao processo de inserção social cidadã. Para Garcia (2010, p. 30), “[...] o acesso ao trabalho representa uma face decisiva no processo de inclusão social e conquista da cidadania da pessoa com deficiência”. Nesse processo, estar no mercado laboral é de grande importância, favorece a obtenção de independência e, por vezes, tem sentido central para o exercício pleno de cidadania (Lima *et al.*, 2013).

O regramento jurídico brasileiro não determina a concessão de renda como um direito que deva ser assegurado, porém determina o direito ao trabalho. No caso das pessoas com deficiência, ter acesso ao emprego significa autonomia e ampliação do convívio social, para além da renda auferida (Oliveira; Cavalli; Guidugli, 2017).

Destarte, é necessário garantir condições para a entrada e prosseguimento no mercado de trabalho. Isso está no Estatuto da Pessoa com Deficiência, em seu artigo 35º: “é finalidade primordial

2 Para uma discussão pormenorizada sobre o enfoque da CIF, consultar Farias e Buchalla (2005), Nubila e Buchalla (2008), Biz (2015) e Jardim (2020).

das políticas públicas de trabalho e emprego promover e garantir condições de acesso e de permanência da pessoa com deficiência no campo de trabalho” (Brasil, 2015).

No Piauí, a adoção do modelo social de deficiência tem como marco o ano de 2003, com a criação da Coordenadoria Estadual para Integração da Pessoa com Deficiência (CEID). Em 2008 ela transformou-se em Secretaria (SEID), tendo maior autonomia para a execução de políticas. Antes disso, as ações ocorriam isoladamente, realizadas por entidades mormente filantrópicas que atendiam a esse público (Jacobina, 2020).

Algumas modificações no regramento jurídico piauiense – alinhadas ao contexto mundial e nacional – colocaram em evidência esse grupo, como: i) a Lei 5.454 de 30 de junho de 2005 (Piauí, 2005), que criou o fundo estadual de defesa dos direitos da pessoa com deficiência (FUNEDE-PI); ii) a Lei 5.583 de 11 de julho de 2006 (Piauí, 2006), que concedeu passe livre às PcD no sistema de transporte coletivo intermunicipal; iii) criação da carteira de identificação do autista (CIA) pela Lei Estadual nº 7.246/2019, assegurando o atendimento prioritário em serviços públicos e privados (Piauí, 2019).

Além disso, surgiram no Piauí instituições que promovem e fiscalizam a legislação criada, como o Conselho Municipal de Defesa dos Direitos das Pessoas com Deficiência (COMUDE), presente em alguns municípios piauienses, além de parcerias com a Ordem dos Advogados do Brasil (OAB/Secção Piauí), o Ministério Público Estadual, a Defensoria Pública, o Conselho Regional de Engenharia e Arquitetura, dentre outras (Jacobina, 2020).

No entanto, os dados a serem apresentados na seção seguinte revelam o acesso escasso ao mercado formal, pois existe quantidade significativa de PcD em idade ativa vulneráveis laboralmente no Piauí, fruto do capacitismo enraizado socialmente (Garcia, 2010).

Essa realidade é agravada pelo fato de que, em geral, as empresas contratam PcD que não têm muitas limitações em cargos com maiores salários para cumprir as cotas, assim os empregadores conseguem pessoas altamente qualificadas exercendo funções que não demandam mudanças estruturais no ambiente de trabalho (Becker, 2019). Além do mais, por vezes a inserção laboral das PcD acontece por conta própria. Esses trabalhadores, de maneira formal ou informal, tornam-se empreendedores, na maioria das vezes para complementar a renda auferida via benefícios ou aposentadoria (Thomasi *et al.*, 2018).

Em paralelo, assumindo os aspectos citados como decisivos para a manutenção das PcD no mercado laboral formal, é fácil conceber o pendor delas ao mercado informal. Isso porque, como afirma Vargas (2017, p. 97): “aplicando ao contexto brasileiro relacionado ao mercado de trabalho, deve-se encarar a informalidade como a concretização da precariedade da própria existência humana, em todos os níveis”. E, no âmbito das PcD, tal precariedade acaba por corroborar – em vários níveis – com a noção de que a sociedade brasileira e piauiense ainda insiste em caminhar na direção contrária à inclusão socioeconômica cidadã.

3 INSERÇÃO DAS PCD POR SETORES, ATIVIDADES ECONÔMICAS E TIPOS DE DEFICIÊNCIA NO MERCADO LABORAL PIAUIENSE

Os dados do Painel de Informações e Estatísticas da Inspeção do Trabalho no Brasil permitem observar a reserva legal de vagas para PcD e beneficiários reabilitados da previdência social e sua ocupação. O painel tem como fonte a Relação Anual de Informações Sociais (RAIS), que compila dados sobre o mercado de trabalho formal brasileiro. Essas informações identificam PcD através de laudos médicos comprobatórios adequados aos parâmetros da Lei de Cotas. A fiscalização das cotas legais iniciou-se em 2000 coordenada pela Assessoria da OIT e, desde 2006, foi incorporada como objetivo estratégico da SIT, que passou a coordenar o processo (Benevides, 2017).

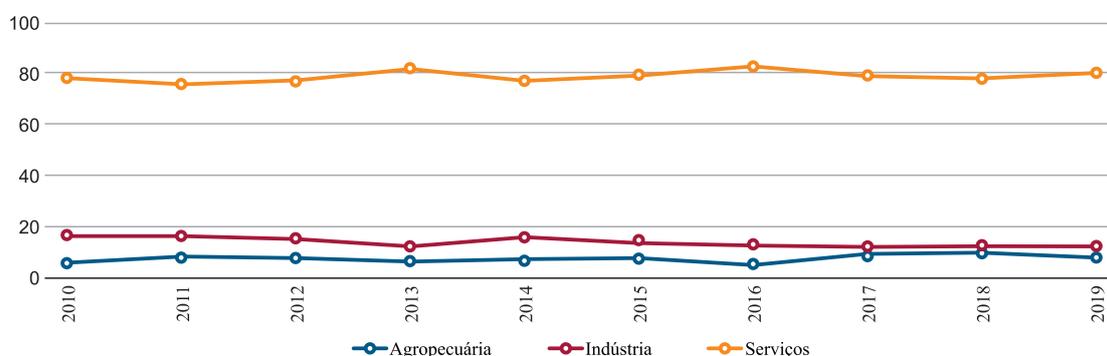
Assim, as séries temporais das doze seções de atividades analisadas evidenciam que, em geral, a participação das PcD nas taxas de ocupação é inferior às vagas reservadas no mercado formal.

De 2000 a 2019, o total preenchido não representou nem a metade dos postos gerados (30,29%). Isso só não ocorre nas atividades *Profissionais, Científicas e Técnicas*, que em 2001, 2002 e entre 2005 e 2008 preencheram todas as vagas reservadas.

Vale destacar que, entre 2000 e 2006, o *layout* de coleta da RAIS para as PcD identificava deficiência pelos campos “1 – sim” e “2 – não”. Em 2006, a coleta tornou-se mais específica, ao substituir os antigos campos por códigos (0 – O funcionário não é Portador de Deficiência; 1 – Física; 2 – Auditiva; 3 – Visual; 4 – Mental; 5 – Múltipla; 6 – Reabilitado). Nessa mudança na coleta de dados, conforme nota técnica do Ministério do Trabalho (hoje Ministério do Trabalho e Previdência): “a maior limitação é a omissão e a declaração fora do prazo legal dos estabelecimentos seguido pelo erro de preenchimento, decorrente de informações incompletas ou incorretas” (Brasil, 2014, n.p.).

Para compreender como as vagas são preenchidas por setores econômicos, é necessário expor a composição setorial do PIB nacional e piauiense, conforme gráficos 1 e 2.

Gráfico 1 – PIB por setores econômicos (%) – Brasil (2000-2020)

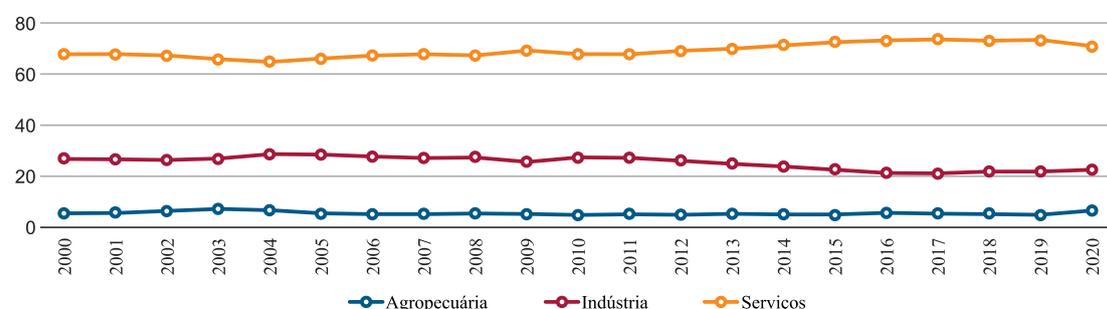


Fonte: IBGE/IPEADATA (2021).

No Brasil, de 2000 a 2020, o setor de serviços contribuiu sempre acima dos 60% na composição do PIB, seguido da indústria (entre 20 e 30%) e da agropecuária (abaixo de 10%). O setor de serviços – em média – não assegura boas remunerações por, em geral, utilizar menos capital e oferecer menores salários relativos comparados aos outros setores (Silva; Filho; Komatsu, 2016).

O Piauí se assemelha estruturalmente ao Brasil, sendo o setor de serviços o motor econômico estadual. Abarca 80% do produto estadual, enquanto os demais orbitam entre 5% e 15% ao longo do tempo. O Gráfico 2 retrata essa realidade entre 2010 e 2019.

Gráfico 2 – PIB por setores econômicos (%) – Piauí (2010-2019)

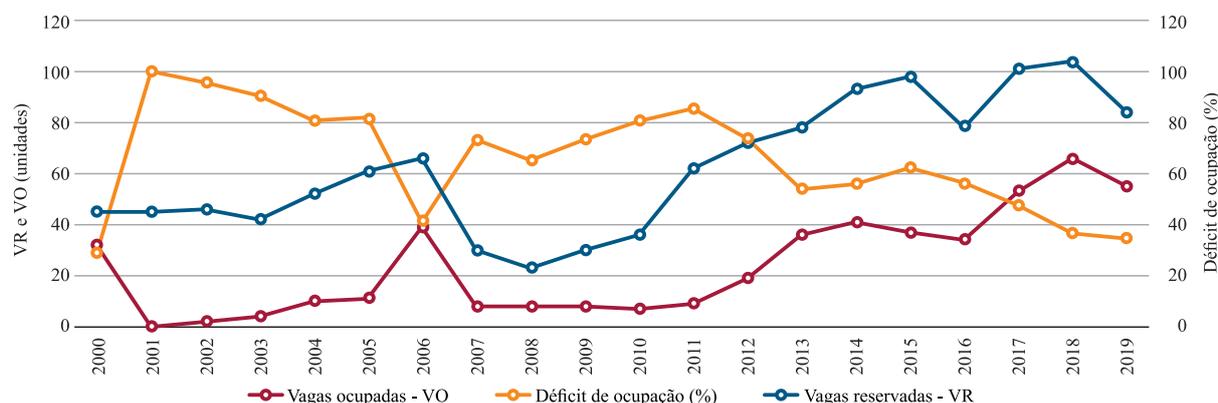


Fonte: Elaboração própria a partir de dados da Superintendência CEPRO/SEPLAN (2021).

A agropecuária é relevante no estado e tem conquistado espaço no PIB piauiense. As regiões MATOPIBA (partes do Maranhão, Tocantins, Piauí e Bahia) e do Médio Parnaíba favorecem o

emprego e renda, ainda que o setor não seja (em quantidade) grande gerador de empregos. Sobre a criação de vagas para as PcD, o setor representou entre 2000 e 2019 média de 1,94% do total gerado. Apesar do crescimento, contratou em patamares abaixo do nível gerado (Gráfico 3³). A tecnologia é alternativa para a inserção das PcD no trabalho do campo, como na implementação de tecnologias assistivas, com a funcionalidade de aplicar o conhecimento com vistas à promoção de autonomia e participação das PcD (Brasil, 2009).

Gráfico 3 – Número de vagas reservadas e ocupadas nas atividades de *Agricultura, Pecuária, Produção Florestal, Pesca e Aquicultura* – Piauí (2000-2019)



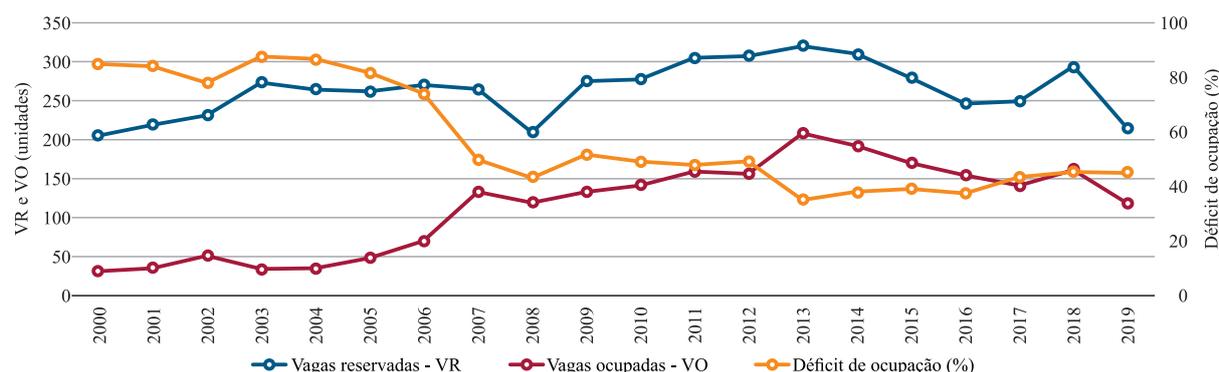
Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da RAIS extraídos via Painel de Informações e Estatísticas da Inspeção do Trabalho no Brasil (2021).

Agricultura, Pecuária, Produção Florestal, Pesca e Aquicultura cresceram 89% na oferta de vagas às PcD, conferindo taxa de crescimento médio em torno de 4,5% ao ano (a.a.). Em números absolutos, o pior ano em reserva de vagas foi 2008 (23), enquanto o pico foi em 2018 (104). Apesar da taxa média de crescimento ter sido de 3,7% a.a., a ocupação foi sempre inferior – sendo seu pior ano o de 2001, quando nenhuma das 45 vagas ofertadas foi ocupada.

A indústria no Piauí vem ganhando espaço no PIB estadual. Durante o período analisado, *Indústrias de Transformação e Construção* ocuparam entre 9% e 10% a.a. do total de riqueza gerado. Em *Indústrias de Transformação*, a ocupação cresceu consideravelmente no período (280%) – em 2013 houve o maior nível de ocupação, 65% (Gráfico 4). No entanto, a ocupação nessa atividade se manteve abaixo da reservada em todos os anos observados, apesar do potencial em gerar empregos menos precarizados (geralmente com maiores salários, escolaridade e menor rotatividade, se comparados ao setor de serviços, por exemplo). Ela representou 9% da ocupação de vagas no estado entre os anos analisados (quinto maior percentual).

3 Os gráficos 3, 4, 5, 6, 7, 8, 9, 10, 11, 12, 13 e 14 devem ser lidos como segue: a linha azul representa a evolução das vagas reservadas (VR) para PcD entre 2000 e 2019 descritas em unidades no eixo y à esquerda; a linha vermelha representa a evolução das vagas ocupadas (VO) por PcD entre 2000 e 2019 descritas em unidades no eixo y à esquerda; a linha amarela representa o déficit entre essas duas variáveis descrito em porcentagem no eixo y secundário à direita.

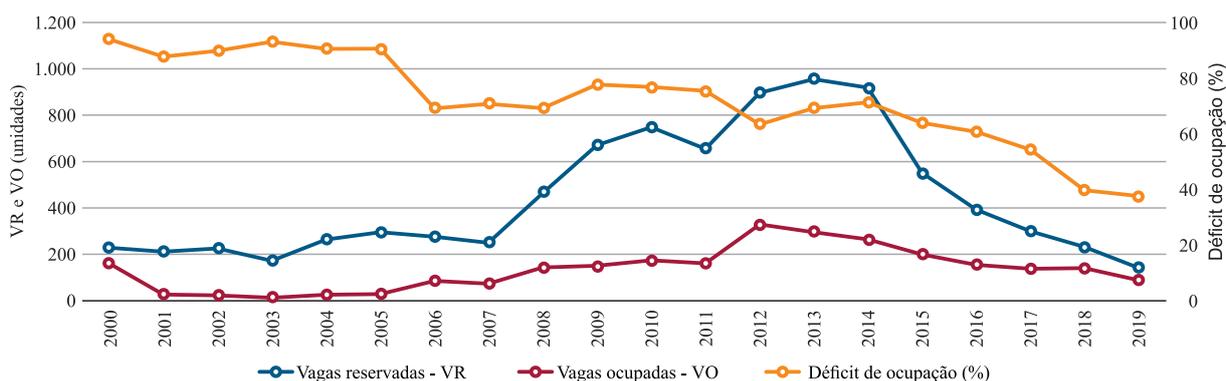
Gráfico 4 – Número de vagas reservadas e ocupadas na atividade de Indústrias de Transformação – Piauí (2000-2019)



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da RAIS extraídos via Paineis de Informações e Estatísticas da Inspeção do Trabalho no Brasil (2021).

Construção (Gráfico 5), por sua vez, apresentou pico no número de reserva de vagas para Pcd em 2013 (quase mil) – entre 2007 e 2013, a taxa de crescimento nesse quesito foi de 283%. Nesse período, o maior número absoluto de ocupações ocorreu em 2012 (329 vagas).

Gráfico 5 – Número de vagas reservadas e ocupadas na atividade de Construção – Piauí (2000-2019)



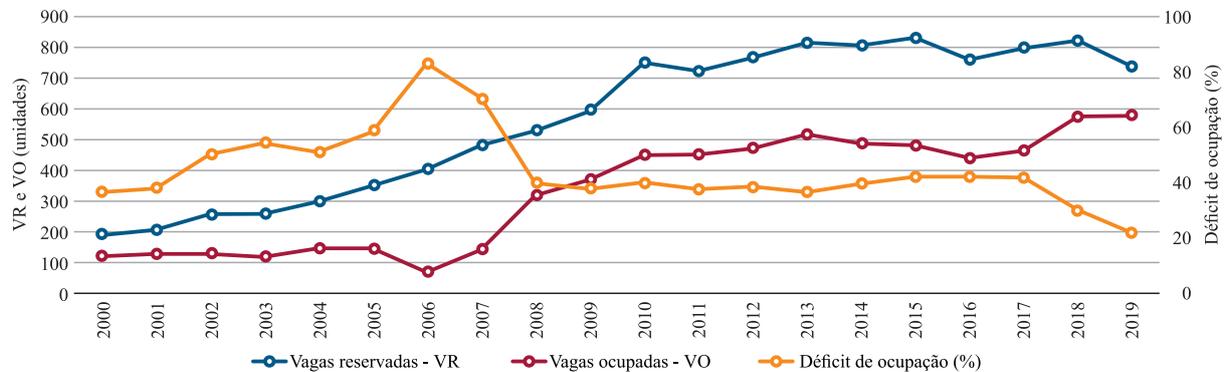
Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da RAIS extraídos via Paineis de Informações e Estatísticas da Inspeção do Trabalho no Brasil (2021).

O Gráfico 5 mostra que a ocupação na *Construção* se manteve em patamar inferior às vagas reservadas em todo o período, sendo o maior déficit em 2000: 93,86% de ociosidade. De 2007 em diante, a atividade cresceu fortemente alavancada por políticas de acesso ao crédito imobiliário e pelo ambiente econômico estável. Contudo, de meados de 2014 em diante isso mudou, com a crise econômico-financeira atrelada à instabilidade política e institucional interna refletida no mau desempenho da economia. Assim, a atividade perdeu participação na criação de empregos. Nota-se isso ao constatar que, entre 2014 e 2019, houve queda de 84% nas vagas reservadas, com o menor número em 2019 (141). O ano de 2019 apresentou o menor déficit de ocupação (38%), justamente por reservar poucas vagas (das 141 ofertadas, 88 foram preenchidas).

O setor de serviços é o mais relevante para a economia piauiense. A grande geração de empregos representa a dependência econômica estadual do setor terciário. Embora tenha bom desempenho, isso resulta da escassez de emprego na indústria e na agropecuária, em geral com maiores salários e produtividades médias (Vargas e Dias, 2023). Em relação às vagas para as Pcd, o setor de serviços teve maior participação na geração de emprego e ocupação. Ao todo, essas atividades representaram média de 79% da ocupação das vagas nos anos analisados.

Globalmente, *Comércio, Reparação de Veículos Automotores e Motocicletas* (Gráfico 6) criaram mais vagas às PcD (6.594). Porém, mantiveram um nível de ocupação inferior à reservada: o melhor desempenho foi em 2019 (com 78,29% das vagas reservadas ocupadas), enquanto o pior déficit ocorreu em 2006 (83,13% das vagas reservadas não foram ocupadas).

Gráfico 6 – Número de vagas reservadas e ocupadas nas atividades de *Comércio, Reparação de Veículos Automotores e Motocicletas* – Piauí (2000-2019)

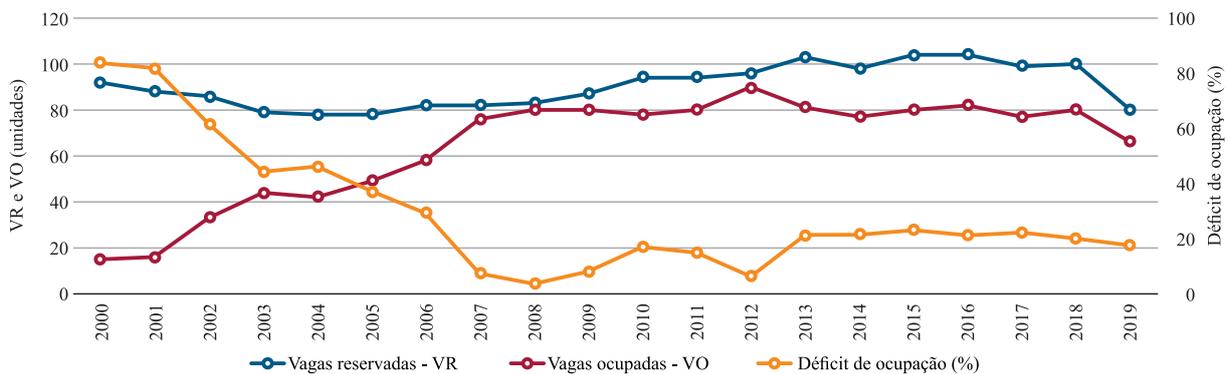


Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da RAIS extraídos via Painel de Informações e Estatísticas da Inspeção do Trabalho no Brasil (2021).

Comércio, Reparação de Veículos Automotores e Motocicletas combinadas apresentaram taxas de crescimento de 289% na reserva de vagas comparando 2000 com 2019. Isso pode ser associado à grande participação do terceiro setor na economia piauiense, que confere maior capacidade de gerar empregos.

Entre 2000 e 2007, em *Transporte, Armazenagem e Correio* (Gráfico 7), a elevação da ocupação de 506,6% (de 15 para 76 pessoas). Esse aumento contribuiu para diminuir o déficit no preenchimento nos anos seguintes (de mais de 90% em 2000, caiu para patamar inferior a 25% de 2007 em diante). Com isso, VR e VO mantiveram-se em níveis próximos, tendo em 2008 obtido a menor diferença (3,61%).

Gráfico 7 – Número de vagas reservadas e ocupadas nas atividades de *Transporte, Armazenagem e Correio* – Piauí (2000-2019)

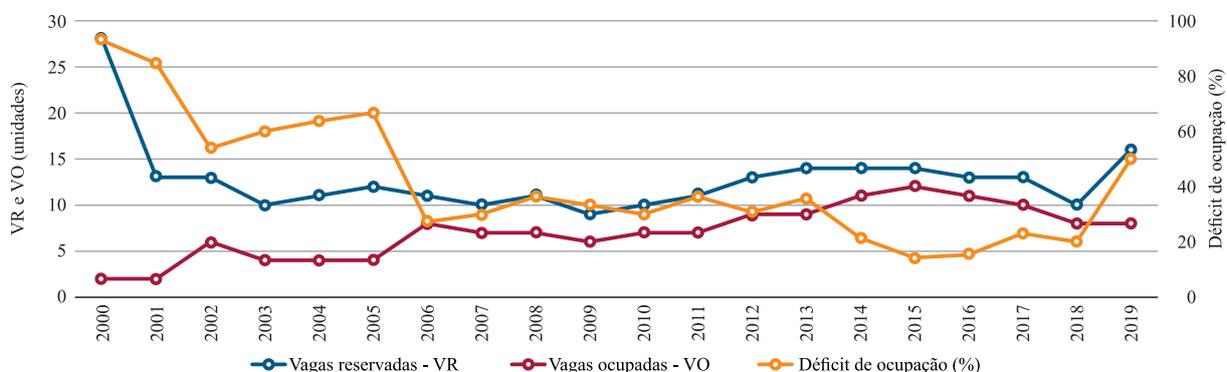


Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da RAIS extraídos via Painel de Informações e Estatísticas da Inspeção do Trabalho no Brasil (2021).

A reserva de vagas foi praticamente 42% menor em *Informação e Comunicação* (Gráfico 8) na comparação de 2000 com 2019, porque o número reservado às PcD em 2000 (28) foi maior em relação aos anos subsequentes (sempre inferior a 20). Essa disparidade pode ser explicada pela modificação no *layout* da RAIS daquele ano. O número maior de reserva de vagas em 2000 com-

binado ao menor número de vagas ocupadas em toda a série (apenas 2) justifica o maior déficit em ocupação (92,86%).

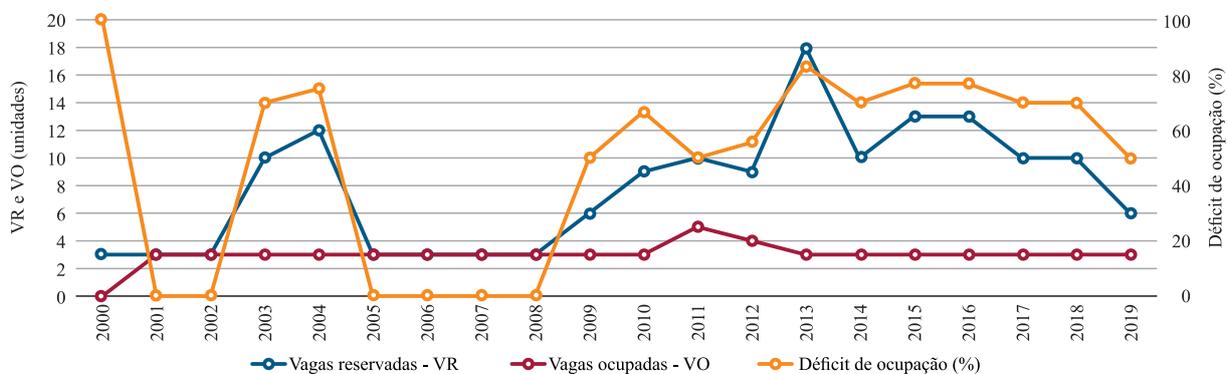
Gráfico 8 – Número de vagas reservadas e ocupadas na atividade de *Informação e Comunicação* Piauí (2000-2019)



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da RAIS extraídos via Painel de Informações e Estatísticas da Inspeção do Trabalho no Brasil (2021).

Atividades *Profissionais, Científicas e Técnicas* foram as que menos destinaram e ocuparam vagas dentre todas as analisadas (Gráfico 9). Representaram apenas 2% do total ocupado em relação ao somatório das demais atividades no período. Contudo, preencheram todas as vagas destinadas em 2001, 2002 e de 2005 a 2008, possivelmente pelo menor número reservado. No agregado, de 2000 a 2019 apenas 60 das 157 vagas potenciais foram preenchidas.

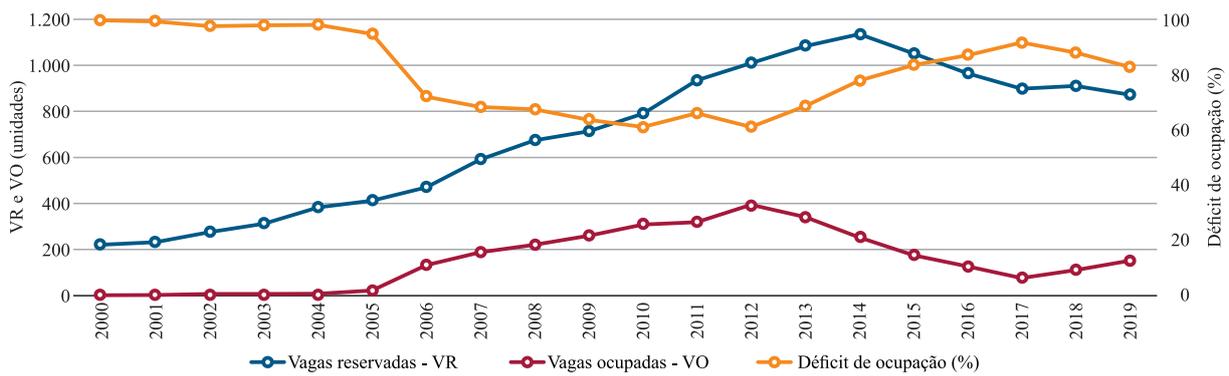
Gráfico 9 – Número de vagas reservadas e ocupadas nas atividades Profissionais, Científicas e Técnicas – Piauí (2000-2019)



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da RAIS extraídos via Painel de Informações e Estatísticas da Inspeção do Trabalho no Brasil (2021).

Entre 2000 e 2005, as *Atividades Administrativas e Serviços Complementares* (Gráfico 10) apresentaram os piores *déficits* da série, com média superior a 90% das vagas não preenchidas – teve seu pico em 2000, com 99,55%. O melhor índice de ocupação ocorreu em 2012 e, ainda assim, nem metade das vagas foi ocupada (39%).

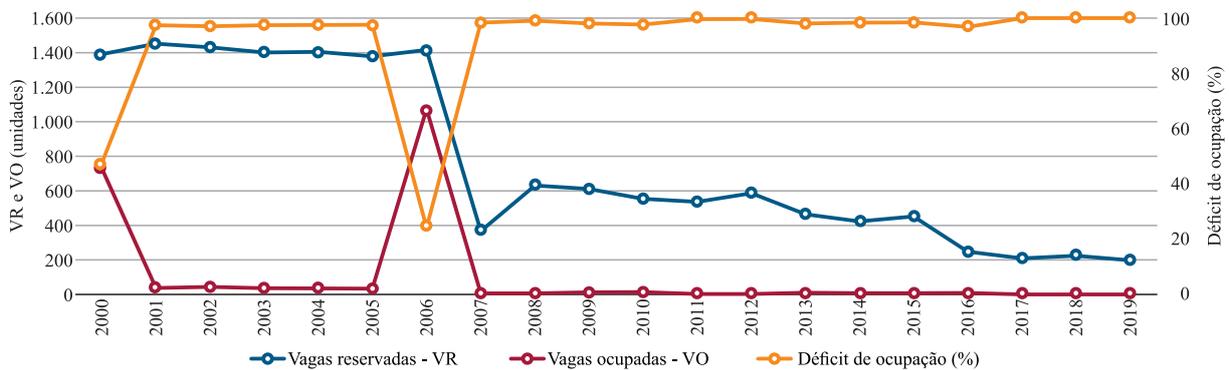
Gráfico 10 – Número de vagas reservadas e ocupadas nas atividades Administrativas e Serviços Complementares – Piauí (2000-2019)



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da RAIS extraídos via Painel de Informações e Estatísticas da Inspeção do Trabalho no Brasil (2021).

Em 2006, a categoria *Administração Pública, Defesa e Seguridade Social* (Gráfico 11) teve o pico da ocupação (1.074), seguido pelo ano de 2000 (731) – números discrepantes em relação aos demais. Para 2000, a possível explicação é o represamento de alguns dados por conta da mudança no *layout* da RAIS (adição dos códigos para deficiência 1 - sim e 2 - não). Para 2006, nova modificação (inseriu-se o tipo de deficiência) pode explicar a discrepância.

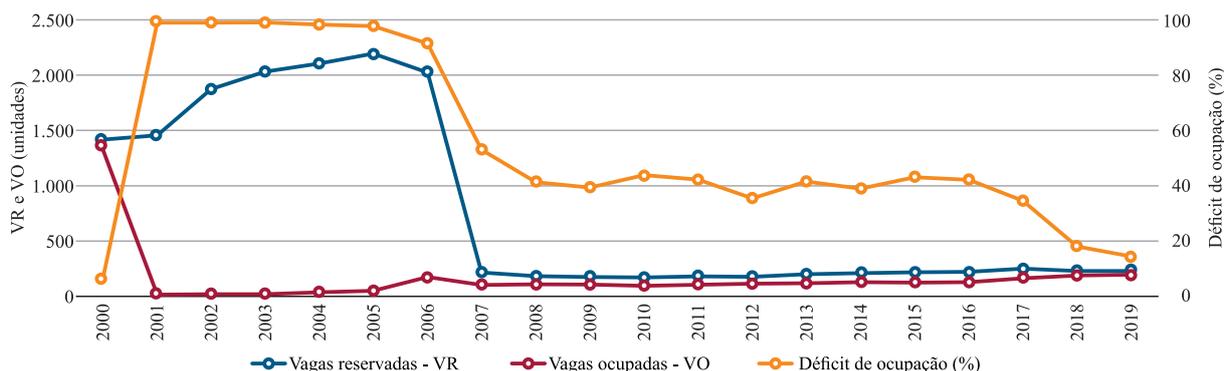
Gráfico 11 – Número de vagas reservadas e ocupadas nas atividades Administração Pública, Defesa e Seguridade Social – Piauí (2000-2019)



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da RAIS extraídos via Painel de Informações e Estatísticas da Inspeção do Trabalho no Brasil (2021).

Educação (Gráfico 12) chama atenção pela discrepância entre a reserva e a ocupação de vagas. Exceção foi 2000, quando das 1416 vagas reservadas, 1.326 foram preenchidas (déficit de ocupação de 6,4%). Isso deveu-se provavelmente à alteração no *layout* da RAIS ocorrida naquele ano.

Gráfico 12 – Número de vagas reservadas e ocupadas na atividade *Educação* – Piauí (2000-2019)

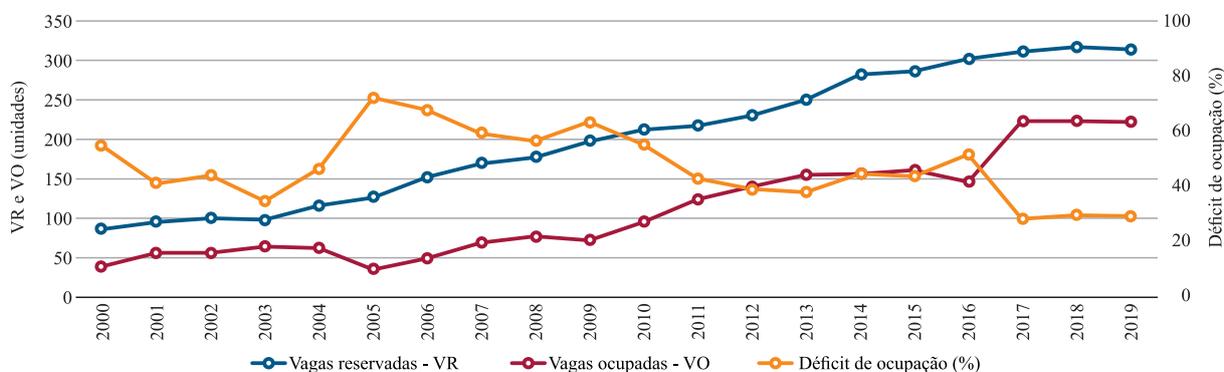


Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da RAIS extraídos via Painel de Informações e Estatísticas da Inspeção do Trabalho no Brasil (2021).

Em 2007, a queda abrupta nas reservas de vagas a serem destinadas à atividade *Educação*, similarmente, pode ser explicada pelos dados represados incluídos em 2006 com a mudança na RAIS – erros que possivelmente ocorreram pela correspondência entre os antigos (1 - sim; 2 - não) e novos códigos (1 - Física; 2 - Auditiva). Mesmo assim, foi a segunda atividade que mais ocupou vagas entre 2000 e 2019 (3.304, cerca de 13% do total). Além do mais, foi a que gerou mais vagas (15.739), em torno de 19% do reservado no período.

Saúde Humana e Serviços Sociais (Gráfico 13), apesar de as vagas preenchidas não se igualarem às reservadas, permaneceram crescentes. Isso explica-se como reflexo da contribuição do setor terciário ao Piauí, o qual é o maior gerador de empregos.

Gráfico 13 – Número de vagas reservadas e ocupadas nas atividades de *Saúde Humana e Serviços Sociais* – Piauí (2000-2019)

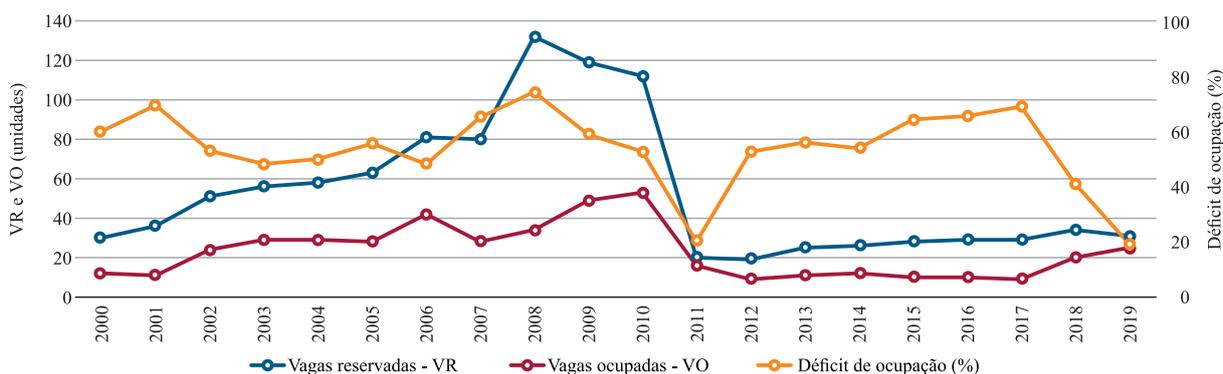


Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da RAIS extraídos via Painel de Informações e Estatísticas da Inspeção do Trabalho no Brasil (2021).

No agregado das atividades analisadas entre 2000 e 2019, as de *Saúde Humana e Serviços Sociais* ocuparam 9% do total reservado – com 2.224 postos. Essas vagas elevaram-se em 265% durante o período analisado (de 86 em 2000 para 314 em 2019).

Outras Atividades de Serviços (Gráfico 14) teve seu maior déficit nas ocupações em 2008, pois esse ano apresentou proporcionalmente mais reservas. Tal fato pode ser explicado pela modificação no *layout* de RAIS ocorrida em 2006, que possivelmente provocou distorção dos dados. Essa discrepância perdurou em 2007 e 2008, mas em proporções menores.

Gráfico 14 – Número de vagas reservadas e ocupadas em *Outras Atividades de Serviços* Piauí (2000-2019)



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da RAIS extraídos via Painel de Informações e Estatísticas da Inspeção do Trabalho no Brasil (2021).

A seguir, consta a distribuição dos empregados por tipos de deficiência no Piauí, replicando de modo adaptado a metodologia de Garcia e Mais (2014) empregada para o Brasil. Foram utilizadas as informações do Censo do IBGE (2010), que delimitou as dificuldades em realizar tarefas como ouvir, enxergar, caminhar ou subir escadas e a deficiência mental ou intelectual pela dificuldade informada. As questões relativas aos PcD – com a numeração correspondente no Censo – estão replicadas no Quadro 2 a seguir.

Quadro 2 – Questionário da amostra do Censo Demográfico de 2010

<p>6.14. Tem alguma dificuldade permanente de enxergar? (se utiliza óculos ou lentes de contato, faça sua avaliação quando os estiver utilizando) () 1. Sim, não consegue de modo algum () 2. Sim, grande dificuldade () 3. Sim, alguma dificuldade () 4. Não, nenhuma dificuldade</p>
<p>6.15. Tem alguma dificuldade permanente de ouvir? (se utiliza aparelho auditivo, faça sua avaliação quando o estiver utilizando) () 1. Sim, não consegue de modo algum () 2. Sim, grande dificuldade () 3. Sim, alguma dificuldade () 4. Não, nenhuma dificuldade</p>
<p>6.16. Tem dificuldade permanente de caminhar ou subir degraus? (se utiliza prótese, bengala ou aparelho auxiliar, faça sua avaliação quando o estiver utilizando) () 1. Sim, não consegue de modo algum () 2. Sim, grande dificuldade () 3. Sim, alguma dificuldade () 4. Não, nenhuma dificuldade</p>
<p>6.17. Tem alguma deficiência mental/intelectual permanente que limite as suas atividades habituais, como trabalhar, ir à escola, brincar etc.? () 1. Sim () 2. Não</p>

Fonte: IBGE (2010).

Com base no questionário, admitiu-se ser PcD quem respondeu “sim” para as opções 1, 2 ou 3, respectivamente deficiência visual, auditiva e física. Já a resposta “sim” para a opção 1 da última questão do Quadro 2 indicou deficiência mental ou intelectual. Foram consideradas PcD no Piauí 859.627 pessoas – 27,57% da população total do estado em 2010.

Neste artigo, a resposta “sim, alguma dificuldade” no Quadro 2 foi desconsiderada evitando dupla contagem ao absorver outros grupos. Esse filtro classifica “pessoas com deficiência severa” nas respostas “não consegue de modo algum” e “grande dificuldade”.

Tabela 1 – População com deficiência severa (número de pessoas) – Piauí (2010)

Deficiência Visual		Deficiência auditiva		Deficiência Física		Deficiência mental/intelectual
Não consegue de modo algum	Grande dificuldade	Não consegue de modo algum	Grande dificuldade	Não consegue de modo algum	Grande dificuldade	
7.559	138.672	4.730	37.474	12.310	69.335	50.876

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do IBGE (2010).

De acordo com a Tabela 1, a população com deficiência severa no Piauí foi de 320.956 pessoas (representando 10,29% do total da população estadual). Dentre elas, 146.231 (45,56%) têm deficiência visual, 42.204 auditiva (13,15%), 81.645 física (25,44%) e 50.876 (15,85%) mental/intelectual.

Esse contingente deve ser restringido àquelas pessoas entre 15 e 64 anos, pois são as que estavam em idade ativa e aptas à Lei de Cotas, já que os critérios utilizados nela são mais rígidos que a autodeclaração do IBGE (Garcia; Maia, 2014). Esses dados para o Piauí estão na Tabela 2.

Tabela 2 – Estimativa da população com deficiência, em idade ativa, por tipos (número de pessoas) – Piauí (2010)

Deficiência Visual		Deficiência auditiva		Deficiência Física		Deficiência mental/intelectual
Não consegue de modo algum	Grande dificuldade	Não consegue de modo algum	Grande dificuldade	Não consegue de modo algum	Grande dificuldade	
3.180	84.859	3.178	16.508	3.858	32.107	36.376

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do IBGE (2010).

A Tabela 2 mostra que, ao todo, 180.066 pessoas estavam aptas à Lei nº 8.213/1991, mais da metade da população com deficiência severa no estado (56,10%). Isso significa que, do total da população piauiense estimada em 2010 (3.118.360), 5,77% das que estavam em idade produtiva eram de pessoas com deficiências severas. Nessa configuração, modificou-se a distribuição por tipos de deficiência. Prevaleceu a visual (48,89%), seguida da mental/intelectual (20,2%), física (19,97%) e auditiva (10,94%).

Já a Tabela 3 mostra a contratação por tipos de deficiência no Piauí entre 2006 (quando do início dessa classificação na RAIS) e 2019. Em relação à Tabela 2, inclui as categorias *Reabilitada* (pessoas que passaram por reeducação profissional) e *Múltipla* (associação de duas ou mais deficiências).

Tabela 3 – Contratações de pessoas com deficiência – Piauí (2006-2019)

Ano	Tipos de deficiência						Total
	Física	Auditiva	Visual	Mental/Intelectual	Múltipla	Reabilitada	
2006	446	28.258 ⁴	65	8	11	55	28.843
2007	788	279	123	87	15	73	1.365
2008	1.001	349	135	90	17	49	1.641
2009	1.065	388	170	92	20	61	1.796
2010	1.118	432	212	100	17	69	1.948
2011	1.112	430	233	98	23	81	1.977
2012	1.165	576	270	108	21	112	2.252
2013	1.193	598	284	103	12	108	2.298
2014	1.141	512	268	100	21	106	2.148
2015	1.086	480	257	87	22	109	2.041
2016	998	422	240	76	22	88	1.846
2017	1.112	367	283	66	40	110	1.978
2018	1.294	371	363	73	35	86	2.222
2019	1.267	344	400	69	34	89	2.203
Total	14.786	33.806	3.303	1.157	310	1.196	54.558

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da RAIS e IBGE – Censo Demográfico 2010, extraídos via Painel de Informações e Estatísticas da Inspeção do Trabalho no Brasil (2021).

4 A explicação no painel da SIT para o número de pessoas com deficiência auditiva ser consideravelmente maior do que no restante da série histórica é a mudança no modo de coletar os dados da RAIS. No painel, pela nota metodológica número 2, diz que “é provável que a disparidade tenha sido causada pela correspondência entre os antigos códigos (1 - sim; 2 - não) com os novos códigos (1 - Física; 2 - Auditiva)”.

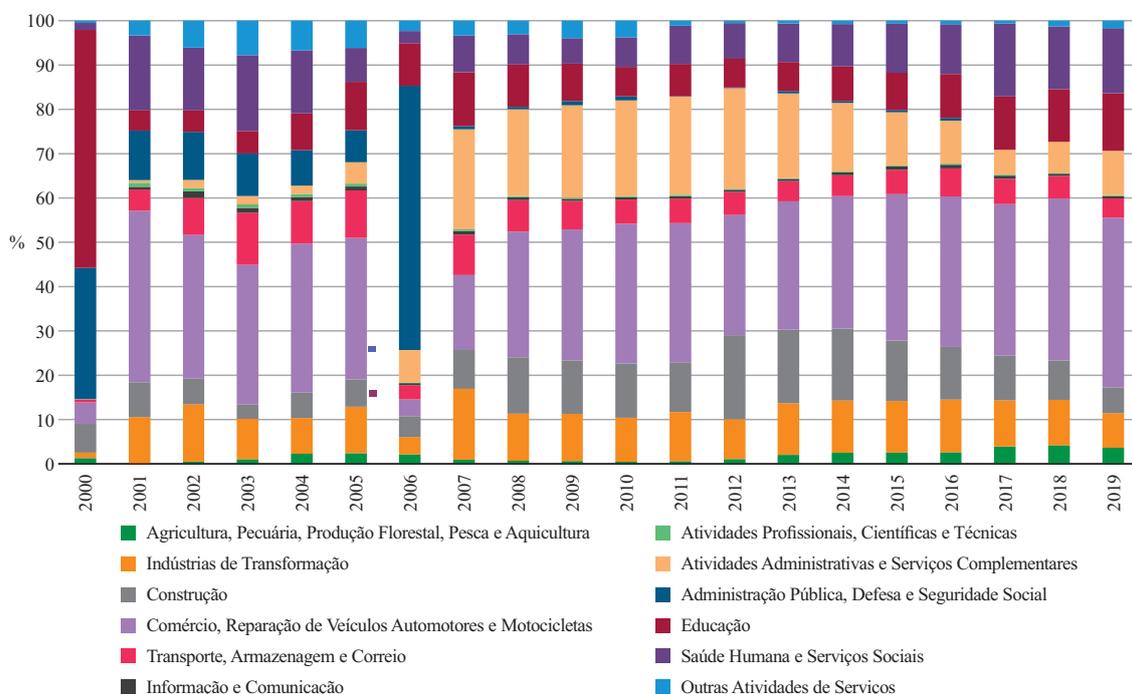
Conforme a Tabela 3, as deficiências física e auditiva têm somadas proporcionalmente muito mais contratações (89,06%) – e em quase todos os anos comparados isoladamente (só em 2019 a deficiência visual foi maior do que a auditiva). Isso em termos absolutos e relativos. Por exemplo, mesmo tendo a deficiência mental/intelectual um dos maiores percentuais de pessoas em idade produtiva (20,2%, de acordo com a Tabela 2), apresentou inserção laboral de apenas 2,12%. Já deficiência múltipla foi a categoria que menos acessou o mercado de trabalho piauiense, tão somente 0,57%. Depreende-se que a contratação de PcD ainda é permeada por capacitismo, pois muitos empregadores priorizam deficiências com implicações diretas na rotina e no ambiente – sem promover, por exemplo, a acessibilidade⁵.

Ressalta-se que, das 180.066 pessoas aptas ao acesso à Lei nº 8.213/1991 entre 2006 e 2019, somente 54.558 foram contratadas, o que correspondeu a tão somente 30,29% daquelas que potencialmente poderiam ser inseridas no mercado de trabalho piauiense. Isso evidencia em grande medida a baixa efetividade da Lei de Cotas no Piauí durante o período.

4 ANÁLISE E DISCUSSÃO CRÍTICA DOS RESULTADOS

Faz-se mister analisar e discutir criticamente as informações apresentadas nas seções anteriores. Neste artigo, identificou-se a inserção laboral formal à luz da legislação vigente – sobretudo da Lei de Cotas (nº 8.213/1991). Em relação à ocupação, a maioria se manteve abaixo da reserva legal, confirmando a baixa participação proporcional das PcD no trabalho formal piauiense. Nesse sentido, destacou-se a concentração dos trabalhadores em: i) *Comércio, Reparação de Veículos Automotores e Motocicletas*; ii) *Educação*; iii) *Atividades Administrativas e Serviços Complementares*. Todas são do setor de serviços e representaram somadas (Gráfico 15), em média anual, mais de 50% dos vínculos formais.

Gráfico 15 – Distribuição das atividades que empregaram PcD (%) – Piauí (2000-2019)



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da RAIS extraídos via Painel de Informações e Estatísticas da Inspeção do Trabalho no Brasil (2021).

5 Acessibilidade significa fornecer “possibilidade e condição de alcance, percepção e entendimento para utilização, com segurança e autonomia, de espaços, mobiliários, equipamentos urbanos, edificações, transportes, informação e comunicação, inclusive seus sistemas e tecnologias, bem como outros serviços e instalações abertos ao público, de uso público ou privado de uso coletivo, tanto na zona urbana como na rural, por pessoa com deficiência ou mobilidade reduzida” (ABNT, 2020, p. 2).

Comércio, Reparação de Veículos Automotores e Motocicletas foram os principais absorvedores da mão de obra dos trabalhadores formais com deficiência entre 2000 e 2019 – mantendo média anual entre 20% e 30% (exceto em 2000 e 2006). Em contrapartida, *Atividades Profissionais, Científicas e Técnicas* permaneceram com a menor participação na empregabilidade para PcD (em cada ano, a ocupação média não chegou a 1% do total).

Educação se destaca na contratação de PcD. Contudo, o número é elevado porque o ano de 2000 (mais de 50% do total) difere dos demais (abaixo de 10%). A discrepância ocorreu a partir da fiscalização das cotas legais, podendo ser justificada por erros no preenchimento da RAIS. Assim, o inverso parece ocorrer em *Comércio, Reparação de Veículos e Motocicletas*.

As contratações de PcD, ainda que com nuances, permaneceram estáveis mesmo em cenários de crise e desemprego. Isso denota que adotar medidas afirmativas como a Lei de Cotas (Brasil, Lei nº 8.213/1991) é o que assegura a manutenção do vínculo formal. Entretanto, não significa que todas as vagas reservadas sejam, de fato, ocupadas. O cumprimento da lei se deve, em grande medida, à atuação do Ministério Público do Trabalho e outras instituições de apoio às causas das PcD.

Sobre os setores econômicos, o de serviços foi o que mais se destacou na ocupação de vagas, seguido pelo industrial e agropecuário. Nesse sentido, a empregabilidade das PcD seguiu a tendência nacional. No entanto, o estado piauiense tem ainda mais dependência do setor terciário – visto que 79% de todas as contratações foram ali absorvidas entre 2000 a 2019, enquanto no Brasil esse percentual foi de 59%.

Nesse sentido, é possível inferir que a organização das PcD no mercado de trabalho formal piauiense é semelhante às das pessoas sem deficiência (PsD), pois ambas ocupam majoritariamente o setor de serviços. Isso porque tal setor, que é a base da economia piauiense, não apresenta bases sólidas – cadeia produtiva mais complexa e de maior valor agregado – que permita pujança do desenvolvimento econômico (e social). A conclusão disso é a de que esse setor no estado engloba, mormente, atividades de menores salários e níveis de produção. Logo, as PcD que acessaram o mercado de trabalho formal piauiense apresentam, majoritariamente, baixos níveis de renda e qualificação, o que explica a dificuldade de ascensão profissional em um contexto socioeconômico desfavorável do grupo.

Outra preocupação é a modificação do regramento jurídico trabalhista que pode impactar negativamente a aplicação da Lei de Cotas. A Reforma Trabalhista nº 13.467/2017 prevê que o negociado prevaleça sobre o legislado. Sua principal mácula é o aprofundamento da terceirização, inclusive na atividade principal (fim), que diminui o número de empregados vinculados diretamente à empresa. Logo, o quadro de funcionários pode não atingir o mínimo necessário previsto pela Lei de Cotas. Logo, as PcD contratadas estão igualmente sujeitas ao processo de precarização laboral das PsD (Alencar; Benevides; Garcia, 2017).

Em relação aos tipos de deficiência, verificou-se, por meio do detalhamento dos dados do último Censo (IBGE, 2010), que, no Piauí, o número de pessoas dentro dos parâmetros da Lei nº 8.213/1991 era de 180.066 e representou mais da metade da população com deficiência severa no estado (56,10%). As pessoas com deficiências severas em idade ativa (14 anos ou mais), as quais atenderam aos parâmetros da Lei de Cotas, representaram 5,77% do total de toda a população do PI. Nesse universo, estava em maior número a deficiência visual (48,9%), seguida da mental/intelectual (20,2%), física (19,97%) e auditiva (10,93%).

Observados os dados sobre a contratação por tipos de deficiência, nota-se que tiveram maior participação no mercado de trabalho formal as PcD física (27,10%) e auditiva (61,96%) – coincidindo com os menores números de pessoas com deficiência severa em idade produtiva (30,90%). Já PcD mental/intelectual (2,12%) e PcD visual (6,05%), mesmo com mais pessoas em idade produtiva (69,09%), acessaram o mercado laboral formal em menor número. O estudo ainda apontou que PcD múltiplas (associação de duas ou mais deficiências) tiveram o pior resultado nas contratações (0,56%).

A contratação de PcD é geralmente pautada pelos tipos e graus dessas deficiências. Isso evidencia a preferência por aquelas que não impliquem substanciais modificações no ambiente de trabalho. Dessa forma, a acessibilidade torna-se pilar para a estruturação da real inclusão das PcD, implicando a busca de e permanência em um emprego formal. Atrelado a isso, o que fora proposto por Becker (2019) também auxiliaria na resolução dessa questão, quanto à promoção de diferentes políticas para cada tipo de deficiência segundo seu nível de severidade – já que as práticas de muitas empresas divergem nesse sentido.

Além disso, a empregabilidade das PcD perpassa pela falta de organicidade dos dados, questão basilar tanto para a aplicação de legislações quanto para a implementação de políticas públicas de ações afirmativas. Essa dificuldade é encontrada nacionalmente e no Piauí. Isso indica que a melhoria na organização dessas estatísticas possibilitaria maior transparência aos indicadores, auxiliando na elaboração e execução de estratégias de inserção laboral.

Nesse aspecto, a atuação da SEID é fundamental e para que seja mais efetiva poder-se-ia criar um setor específico para a condução de ações voltadas à empregabilidade das PcD, o que daria maior fluidez e integraria diversos agentes nesse processo. A manutenção de projetos como o *Dia “D” de inclusão social e profissional*⁶ associados a uma programação estadual de qualificação desses futuros profissionais possivelmente potencializaria a inserção no mercado laboral. Além do mais, manter a cooperação entre a SEID e profissionais de saúde facilitaria a inclusão laboral, já que profissionais da Medicina emitem laudos que atestam a capacidade de trabalho da PcD. Isso tornaria a procura por um emprego menos burocrática e de mais fácil acesso.

Ao final da quarta seção, evidenciou-se a baixa efetividade da Lei de Cotas ao contrastar os dados de empregabilidade por tipos de deficiência com as estimativas de pessoas aptas a dela usufruírem – das aptas ao acesso à Lei de Cotas entre 2006 e 2019, somente 30,29% foram inseridas no mercado de trabalho formal. No Piauí, é comum chegar a um parâmetro de efetividade ao comparar as vagas ocupadas em relação ao número de empresas aptas a oferecerem esses postos (exercício também feito neste artigo). Contudo, em uma economia não tão desenvolvida, esse número é baixo – o que pode distorcer a realidade.

Assim, é possível relacionar a realidade econômica dessa unidade federativa às condições laborais das PcD. A Lei de Cotas foi pensada para uma estrutura de empregabilidade com empresas de médio e grande porte, ou seja, que tenham 100 ou mais funcionários, o que pode não ser a realidade de economias de menor escala produtiva que testemunham a ascensão do empreendedorismo com empresas de pequeno porte. Gerar emprego e renda para PcD nessas empresas traria maiores perspectivas de contratação, mais alinhadas à dinâmica produtiva do Piauí.

5 CONCLUSÃO

Neste artigo analisou-se a inserção das PcD no mercado de trabalho formal piauiense entre 2000 e 2019 à luz da legislação – sobretudo da Lei de Cotas (Brasil, 1991). A hipótese de que as condições das PcD quanto à inserção laboral são ainda desfavoráveis no mercado formal de trabalho do Piauí foi validada, pois os dados oficiais cancelaram as dificuldades para ingresso e permanência das PcD no mercado de trabalho formal.

Observou-se baixa participação laboral das PcD em idade ativa. O setor de serviços absorveu quase 80% das vagas destinadas às PcD e três grupos de atividades – *Comércio, Reparação de Veículos Automotores e Motocicletas; Educação; Administrativas e Serviços Complementares* – concentraram mais de 50% dessas ocupações. Preferencialmente empregou-se PcD física e auditiva (89,06% do total).

6 O Dia “D” de inclusão social e profissional é realizado nacionalmente e tem como objetivo promover a inclusão das pessoas com deficiência no mercado de trabalho por meio da oferta de vagas, emissão de carteira de trabalho, além de estimular as políticas de empregabilidade (SEID, 2019).

Conclui-se que a estrutura econômica estadual se refletiu na parca inserção laboral das PcD – das aptas ao acesso à Lei de Cotas entre 2006 e 2019, 30,29% foram inseridas no mercado de trabalho formal. Conduzir ações para empregabilidade das PcD e gerar emprego e renda para elas em empresas de pequeno porte traria perspectivas de contratação e adequar-se-ia a dinâmica produtiva estadual. Ademais, urge garantir os direitos trabalhistas desse público.

A limitação mais relevante deste estudo foi a disponibilidade de dados, não muito organizados e pouco difundidos ao público. O Piauí conta apenas com estatísticas não unificadas feitas, mormente, por agências nacionais, com metodologias discrepantes em diferentes pesquisas. Por fim, sugere-se que estudos posteriores, principalmente aplicados, sejam elaborados no sentido de dar maior robustez aos resultados encontrados.

REFERÊNCIAS

ABNT - ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE NORMAS TÉCNICAS (ABNT) [1985]. **NBR 9050**. Acessibilidade a edificações, mobiliário, espaços e equipamentos urbanos. Rio de Janeiro: ABNT. 4ª Edição. 2020.

ALENCAR, M. L.; BENEVIDES, G. M. M. C.; GARCIA, V. G. **Dez Anos de Informações sobre o Trabalho Formal das Pessoas com Deficiência**. Núcleo de Estudos sobre Mercado de Trabalho e Pessoas com Deficiência. Centro de Estudos Sindicais e de Economia do Trabalho. Instituto de Economia, Campinas, 2017.

ALMEIDA, V. **A capacidade civil das pessoas com deficiência e os perfis da curatela**. Belo Horizonte: Fórum, 2019.

ARANHA, M. S. F. Integração social do deficiente: análise conceitual e metodológica. **Temas em Psicologia**, n. 2, v. 3, p. 63-70, ago. 1995.

BECKER, K. L. Deficiência, Emprego e Salário no Mercado de Trabalho Brasileiro. **Estudos Econômicos**, v. 49, n. 1, p. 39-64, jan./mar. 2019.

BENEVIDES, G. M. M. C. **O mercado de trabalho das pessoas com deficiência e o impacto da Lei de Cotas**: aspectos metodológicos e a experiência no município de Campinas (SP). 131 f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Universidade Estadual de Campinas (Unicamp), Instituto de Economia, Campinas, 2017.

BIZ, M. C. P. CIF e sua importância nas Políticas Públicas. **Revista CIF Brasil**, v. 3, n. 3, p. 40-48, 2015.

BRASIL. Lei nº 13.467, de 13 de julho de 2017. **Altera a Consolidação das Leis do Trabalho (CLT), aprovada pelo Decreto-Lei nº 5.452, de 1º de maio de 1943, e as Leis nº 6.019, de 3 de janeiro de 1974, 8.036, de 11 de maio de 1990, e 8.212, de 24 de julho de 1991, a fim de adequar a legislação às novas relações de trabalho**. Diário Oficial da União (D.O.U.). Brasília: BRASIL, 2017. Disponível em: http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_ato2015-2018/2017/lei/113467.htm. Acesso em: 29 mar. 2022.

BRASIL. Lei nº 8.213, de 24 de julho de 1991. **Dispõe sobre os Planos de Benefícios da Previdência Social e dá outras providências**. Diário Oficial da União (D.O.U.). Brasília: BRASIL, 1991. Disponível em: http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/leis/18213cons.htm. Acesso em: 29 mar. 2022.

BRASIL. Lei nº 13.146, de 6 de julho de 2015. **Institui a Lei Brasileira de Inclusão da Pessoa com Deficiência (Estatuto da Pessoa com Deficiência)**. Diário Oficial da União (D.O.U.). Brasília: BRASIL, 2015. Disponível em: http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_ato2015-2018/2015/lei/113146.htm. Acesso em: 29 mar. 2022.

BRASIL. Ministério da Economia. Subsecretaria de Inspeção do Trabalho (SIT). **Painel de informações e estatísticas da inspeção do trabalho no Brasil**. Brasília: BRASIL, 2021. Disponível em: <https://sit.trabalho.gov.br/radar/>. Acesso em: 29 mar. 2022.

BRASIL. Ministério da Economia. **Relação Anual de Informações Sociais (RAIS)**. Disponível em: <http://www.rais.gov.br/>. Acesso em: 29 mar. 2022.

BRASIL. Ministério do Trabalho e Emprego (MTE). **Nota Técnica MTE 093/2014 (13/08/2014)**. Secretaria de Políticas Públicas de Emprego/Departamento de Emprego e Salário/Coordenação Geral de Estatísticas do Trabalho. Brasília: MTE, 2014.

BRASIL. Subsecretaria Nacional de Promoção dos Direitos da Pessoa com Deficiência. Comitê de Ajudas Técnicas. **Tecnologia Assistiva**. Brasília: CORDE, 2009.

CARMO, M. M. I. B. do; GILLA, C. G.; QUITERIO, P. L. Um estudo sobre a inclusão de pessoas com deficiência no mercado de trabalho brasileiro. **Interação em Psicologia**, v. 24, n. 1, p. 1-11, 2020.

DINIZ, D. **O que é deficiência?** Coleção Primeiros Passos. São Paulo: Brasiliense, 2007.

FARIAS, N.; BUCHALLA, C. M. A Classificação Internacional de Funcionalidade, Incapacidade e Saúde da Organização Mundial da Saúde: Conceitos, Usos e

Perspectivas. **Rev. Bras. Epidemiol.**, v. 8, n. 2, p. 187-193, 2005.

FRANÇA, T. H. A normalidade: uma breve introdução à história social da deficiência. **Revista Brasileira de História & Ciências Sociais**, v. 6, n. 11, p. 105-123, 2014.

GARCIA, V. G. **Pessoas com deficiência e o mercado de trabalho: histórico e contexto contemporâneo**. 205f. Tese (Doutorado em Economia) – Universidade Estadual de Campinas (Unicamp), Instituto de Economia, Campinas. 2010.

GARCIA, V. G.; MAIA, A. G. Características da participação das pessoas com deficiência e/ou limitação funcional no mercado de trabalho brasileiro. **R. Bras. Est. Pop.**, Rio de Janeiro, v. 31, n. 2, p. 395-418, jul./dez. 2014.

ILO - INTERNATIONAL LABOUR ORGANIZATION. **Report of the Director-General: Decent Work**. In: 87th Session of the International Labour Conference. Geneva: ILO, June 1999.

ILO - INTERNATIONAL LABOUR ORGANIZATION. **Report VI, Decent work and the informal economy**. In: 90th Session of the International Labour Conference. Geneva: ILO, June 2002.

ILO - INTERNATIONAL LABOUR ORGANIZATION. Facts on Disability and Decent Work. Geneva: ILO, November 2009.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Censo Demográfico 2010**. Características gerais da população, Religião e Deficiência. Rio de Janeiro: IBGE, 2012. Disponível em: https://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/periodicos/94/cd_2010_religiao_deficiencia.pdf. Acesso em: 29 mar. 2022.

- IPEADATA – INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. **Dados macroeconômicos**. Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br>. Acesso em: 12 fev. 2022.
- JACOBINA, H. S. **A aplicabilidade da Convenção Internacional dos Direitos da Pessoa com Deficiência relacionadas aos direitos fundamentais da acessibilidade no estado do Piauí após seu status de emenda à Constituição**. 93 f. Dissertação (Mestrado em Direito) – Instituto Brasileiro de Ensino, Desenvolvimento e Pesquisa (IDP), Teresina, 2020.
- JARDIM, P. M. Deficiência e incapacidade: a importância do consenso na terminologia em saúde funcional. **Revista CIF Brasil**, v. 12, n. 1, p. 6-15, 2020.
- LIMA, M. P. de; TAVARES, N. V.; BRITO, M. J.; CAPELLE, M. C. A. O sentido do trabalho para pessoas com deficiência. **RAM, Rev. Adm. Mackenzie**, São Paulo, v. 14, n. 2, p. 42-68., mar./abr. 2013.
- NUBILA, H. B. V. Di; BUCHALLA, C. M. **Rev. Bras. Epidemiol.**, v. 11, n. 2, p. 324-35, 2008.
- OLIVEIRA, L. C. de; CAVALLI, V. T.; GUIDUGLI, S. T. Política pública de inclusão das pessoas com deficiência no mercado de trabalho: algumas considerações sobre sua formulação, implementação e avanços de 1991 até 2015. **Planejamento e Políticas Públicas**, n. 48, p. 107-147, jan./jun. 2017.
- ONU – ORGANIZAÇÃO DAS NAÇÕES UNIDAS. **Declaração Universal dos Direitos Humanos**. Assembleia Geral das Nações Unidas. Paris: ONU, 1948.
- OIT – ORGANIZAÇÃO INTERNACIONAL DO TRABALHO. **Convenção nº 159 sobre Reabilitação Profissional de Pessoas Portadoras de Deficiência**. Genebra: OIT, 1983. Disponível em: https://www.ilo.org/brasilia/convencoes/WCMS_236165/lang-pt/index.htm. Acesso em: 29 mar. 2022.
- PIAUI. Lei nº 5.454, de 30 de junho de 2005. **Cria o Fundo Estadual de Defesa dos Direitos da Pessoa com Deficiência – FUNEDE-PI, nos termos do art. 9º da Lei Estadual nº 5.329, de 24.09.2003, e dá outras providências**. Diário Oficial do Estado (D.O.E.). Teresina: PIAUI, 2005. Disponível em: <http://legislacao.pi.gov.br/legislacao/default/detalhe/13164>. Acesso em: 29 mar. 2022.
- PIAUI. Lei nº 5.583, de 11 de julho de 2006. **Concede passe livre às pessoas portadoras de deficiência no sistema de transporte coletivo intermunicipal**. Diário Oficial do Estado (D.O.E.). Teresina: PIAUI, 2006. Disponível em: <http://legislacao.pi.gov.br/legislacao/default/detalhe/13054>. Acesso em: 29 mar. 2022.
- PIAUI. Lei nº 7.246, de 3 de setembro de 2019. **Institui a Carteira de Identificação do Autista (CIA), no âmbito do Estado do Piauí**. Diário Oficial do Estado (D.O.E.). Teresina: PIAUI, 2019. Disponível em: http://www.seid.pi.gov.br/download/201912/CEID04_e3eba1795a.pdf. Acesso em: 29 mar. 2022.
- PIAUI. Secretaria de Planejamento do Estado do Piauí. Superintendência de Estudos Econômicos e Sociais. **PIB Piauí 2019**. Teresina: CEPRO, 2021. Disponível em: http://www.cepro.pi.gov.br/download/202111/CEPRO12_919484c022.pdf. Acesso em: 29 mar. 2022.
- SASSAKI, R. K. **Inclusão - Construindo uma Sociedade para Todos**. Rio de Janeiro: WVA, 1997.
- SECRETARIA DE ESTADO PARA INCLUSÃO DA PESSOA COM DEFICIÊNCIA (SEID). **Dia D promove inclusão social e profissional das pessoas com deficiência no mercado de**

trabalho. Disponível em: <http://www.seid.pi.gov.br/noticia.php?id= 1508&pes=Dia>. Acesso em: 29 mar. 2022.

SILVA, C. M.; MENEZES FILHO, N.; KOMATSU, B. **Uma Abordagem sobre o Setor de Serviços na Economia Brasileira.** São Paulo: Insper, 2016.

THOMASI, K.; TEIXEIRA, G. da S.; RIBEIRO, F. G.; BARBOSA, M. N. Empregabilidade das pessoas com deficiência: uma análise para o mercado de trabalho brasileiro a partir dos Censos 2000 e 2010. **Ensaios FEE**, v. 38, n. 4, p. 823-852, mar. 2018.

VARGAS, J. **A informalidade no mercado de trabalho:** um desafio institucional permanente para a economia brasileira. Saarbrücken: Novas Edições Acadêmicas, 2017.

VARGAS, J.; DIAS, A. L. S. Setor de serviços no estado do Piauí: evolução histórica e análise econômica do período 2007-2017. **Desenvolvimento Socioeconômico em Debate**, v. 8, p. 2-28, 2023.

WHO – WORLD HEALTH ORGANIZATION. **International classification of functioning, disability and health.** *In:* Fifty-Fourth World Health Assembly, WHA54.21, Agenda item 13.9. Geneva: WHO, 22 May 2001.

FEMINIZAÇÃO DA POBREZA: UMA ANÁLISE SOBRE PRIVAÇÕES EM ASPECTOS RELACIONADOS À POBREZA EM TEMPOS DE COVID-19

Feminization of poverty: an analysis of deprivations in aspects related to poverty in Covid-19 times

Matheus Henrique Pereira Santos

Bacharel em Ciências Econômicas. Analista de Compras na Far.me. Av. Purdue, s/n°. Campus Universitário, 36570-000. Viçosa, MG – Brasil. matheus.h.pereira@ufv.br.

Ana Cecília de Almeida

Economista. Doutora em Economia Aplicada (PPGEA/UFV). Professora Adjunta do Departamento de Economia (UFV). Departamento de Economia. Av. Purdue, s/n°. Campus Universitário, 36570-000. Viçosa, MG – Brasil. ana.almeida@ufv.br

Resumo: Mesmo com a redução das desigualdades de gênero, ainda persistem diferenças que fazem com que as mulheres possam estar mais vulneráveis à pobreza. Nesse sentido, o presente trabalho se propôs a investigar, por meio dos dados de 2019 e 2020 da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNADC), a ocorrência da feminização da pobreza no Brasil através da análise de múltiplas privações, considerando aspectos como o Desenvolvimento Infantil, o Mercado de Trabalho e a Disponibilidade de Recursos, e visando a compreender o comportamento desse fenômeno diante do choque da pandemia da Covid-19. Os resultados das estimações realizadas revelam que as famílias em que a mulher é a pessoa de referência, comparadas às famílias em que essa pessoa é um homem, apresentam maior probabilidade de se situarem em condição de vulnerabilidade. Além disso, esse efeito é ainda maior no ano que marca o início da pandemia da Covid-19 no Brasil, para a maioria dos aspectos considerados neste trabalho.

Palavras-chave: mulheres como pessoa de referência no domicílio; aspectos de vulnerabilidade à pobreza; choques e questões de gênero.

Abstract: Even though there has been a reduction of gender inequalities, differences persist that make women more vulnerable to poverty. In this respect, this work aimed to investigate, through data from 2019 and 2020 from the National Survey of Household Samples Continues (PNADC), the occurrence of the feminization of poverty in Brazil through the analysis of multiple deprivations, considering aspects such as Child Development, Labor Market and Availability of Resources. It also aimed to understand the behavior of this phenomenon in face of the shock of the Covid-19 pandemic. The results show that families in which a woman is the household head, compared to families in which the household head is a man, are more likely to be in a condition of vulnerability. In addition, this effect is even greater in the year that determines the beginning of the Covid-19 pandemic in Brazil, for most aspects considered in this paper.

Keywords: women as a reference person in the household; poverty vulnerability aspects; shocks and gender issues.

1 INTRODUÇÃO

O mercado de trabalho é marcado por persistentes desigualdades, e uma delas é a desigualdade de gênero. Segundo o Fundo Monetário Internacional (IMF, 2022), mesmo com o avanço contemporâneo, ainda se observam disparidades como: mulheres presentes em menores proporções no mercado de trabalho, comparativamente aos homens; diferença salarial em favor deles; e o fato de que elas ainda são maioria em trabalhos informais. Essas condições desfavoráveis às mulheres no mercado de trabalho, as quais não dizem respeito apenas às questões econômicas, contribuem para que as famílias em que a mulher é a pessoa de referência estejam mais vulneráveis à pobreza. Ante esse cenário, o conceito de “feminização da pobreza” ganha espaço e legitimidade para estudos nesse âmbito. A definição desse conceito foi articulada pela primeira vez por Pearce (1978), no qual analisou o quadro das mulheres que, em função da ausência de um companheiro ou marido, necessitam suprir o sustento de toda a sua família. Perante isso, a autora verificou que as essas mulheres acabam enfrentando inúmeras privações, as quais lhes conduzem a uma situação de pobreza. Esse quadro também parece ser observado no Brasil. De acordo com o Observatório das Desigualdades da Fundação João Pinheiro (2020) o percentual de pessoas em conjuntos familiares sem cônjuge, com filho(s) de até 14 anos e que apresentavam mulheres como pessoa de referência em condição de extrema pobreza, no ano de 2018, era de cerca de 23,7% (mulheres negras) e de 13,9% (mulheres brancas); enquanto apenas 7% dos indivíduos que compunham os demais arranjos familiares observados nesse estudo eram extremamente pobres.

O advento da pandemia da Covid-19, com todos os seus impactos – como os períodos de quarentena, em que se fez necessária a reclusão domiciliar –, pode ter despontado uma piora na situação das mulheres, devido aos grandes obstáculos enfrentados dentro e fora de casa. A suspensão dos serviços de educação presenciais dos filhos, o elevado risco da perda do emprego e a exposição a situações de violência, abuso, exploração e assédio são alguns dos pontos que contribuíram para agravar a condição das mulheres, conforme exposto pelo documento da Nações Unidas (United Nations, 2020). Com relação à participação no mercado de trabalho, Costa, Barbosa e Hecksher (2021) verificaram que, com a pandemia, a desigualdade das mulheres perante os homens quanto à taxa de ocupação ficou ainda mais evidente - cerca de 19 pontos percentuais (p.p.), para o ano de 2020. Ademais, a proporção de ocupadas em relação ao total de mulheres era de 46,2% em 2019, e, em 2020, essa taxa de ocupação se reduziu em cerca de 6 p.p., assumindo um valor aproximado de 39%.

Tendo-se em vista essas considerações, este trabalho tem por objetivo verificar se o fenômeno da feminização da pobreza ocorre no Brasil, através de uma análise dos múltiplos aspectos da pobreza. O intuito aqui não é olhar a pobreza apenas pela ótica da renda, mas considerar também as carências ou a privações de componentes considerados essenciais para uma vida digna, sejam eles financeiros ou não. Além disso, objetiva-se também neste trabalho averiguar se esse fenômeno se agravou após o choque da pandemia da Covid-19, partindo da premissa de que comparativos intertemporais dessa questão sejam indispensáveis para compreendermos com que intensidade esse problema pode estar ocorrendo na sociedade brasileira.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

Primeiramente, é de suma importância, para a contextualização deste trabalho, compreender os papéis assumidos por homens e mulheres com base na organização tradicional da sociedade. Nesse sentido, Hirata e Kergoat (2007) desenvolvem o conceito de divisão sexual do trabalho, relacionando-o com a separação das atividades resultantes das relações sociais entre os gêneros. Conforme essas autoras, essa divisão é caracterizada pela associação dos homens às ocupações da esfera produtiva e das mulheres às da esfera reprodutiva, sendo esse formato moldado historicamente

socialmente. Como resultado, os homens acabam assumindo posições de maior grandeza social, como cargos políticos e militares, e, portanto, funções superiores no âmbito econômico; as mulheres, por sua vez, acabam sendo designadas para as tarefas ligadas à reprodução biológica, com destaque para a maternidade, e aos afazeres domésticos (Hirata; Kergoat, 2007; Ferreira, 2021).

Nessa perspectiva, pode-se abarcar a teoria da “Economia do cuidado”, que fundamenta a discussão acerca das tarefas vinculadas ao cuidado ou “*care*”, predominantemente desempenhadas pelas mulheres. Segundo Kergoat (2003), parte da realidade que elas ainda vivenciam justifica-se pelo fato de que sua entrada no mercado de trabalho se deu com a apropriação das atividades ligadas à imagem maternal e conjugal que lhes são culturalmente associadas. Considera-se que, pelo fato de estarem interligadas a um conjunto organizacional, essas atividades acabam limitando as oportunidades das mulheres de ingressarem nas demais esferas sociais. Dessa forma, a discussão dessa teoria suscita a necessidade de uma análise da questão da mercantilização e da importância das tarefas desse cunho, as quais, quando não inseridas no mercado de trabalho, são concebidas como pouco relevantes, improdutivas e sem necessidade de pagamento ou remuneração. Em outras palavras, a falta de reconhecimento social dessas atividades gera o descompasso de considerá-las como “não trabalho”. Ao mesmo tempo, quando inseridas no mercado, as atividades de cuidado exprimem outra problemática: mesmo sendo remuneradas, elas são exercidas, em sua grande maioria, sem nenhuma base ou regulamentação trabalhista, o que resulta em baixos rendimentos, demonstrando, mais uma vez, a sua fraca valorização social (Almeida *et al.*, 2021). Além disso, a maior responsabilidade assumida pelas mulheres com o cuidado da casa e de crianças e idosos pode também interferir na quantidade e na qualidade do tempo que alocam para o mercado de trabalho, bem como no tipo de trabalho desenvolvido, uma vez que provavelmente não poderão assumir as atividades que lhes exijam mais horas de dedicação ou longas viagens (Pressman, 2003).

Portanto, uma vez que as mulheres são vistas como diferentes dos homens, e que a elas são associadas, tradicionalmente e culturalmente, atividades com menor retorno monetário, pode-se justificar a sua predisposição à pobreza a partir de determinantes e de fatores específicos do seu gênero. Segundo Oliveira (2018), é possível citar, nessa vertente, alguns pontos que ilustram as disparidades que vivenciam, tais como: discrepâncias em termos de ingresso no mercado de trabalho, como taxas de atividade menores para as mulheres em comparação com as dos homens; desprestígio social e econômico dos papéis que executam, ocasionando diferenças salariais e discriminação laboral – fator que resulta na designação das mulheres para a informalidade e para a ocupação de empregos precários, e que contribui para a manutenção da concepção de que as mulheres não são compatíveis ou capazes de lidarem com tarefas de melhor qualidade; falta de equidade na obtenção de recursos financeiros e produtivos (por exemplo, empréstimos, capital produtivo, crédito ou terra); desequilíbrio no tocante às oportunidades, resultando em uma pequena participação das mulheres em cargos de liderança, tanto no setor privado quanto no setor público, o que culmina no envolvimento de poucas mulheres nas tomadas de decisão.

A predisposição das mulheres para a pobreza tem sido fortemente relacionada na literatura ao conceito de feminização da pobreza¹. No entanto, cabe ressaltar que não existe uma concordância quanto à definição desse conceito. As abordagens mais utilizadas estão relacionadas à maior proporção de famílias em que a mulher é a pessoa de referência dentre as mais pobres ao longo do tempo e, em segundo plano, à incidência de mulheres em tarefas informais, as quais implicam baixos rendimentos. Além disso, é possível também verificar o termo feminização da pobreza vinculado aos seguintes fatores: ao problema de as mulheres viverem, em maior proporção que os homens, em condições de escassez; à severidade da pobreza, sendo maior para elas do que para eles; e, por último, à maior propensão à pobreza entre elas à medida que se eleva a quantidade de famílias em que a pessoa de referência é uma mulher (Oliveira, 2018).

1 Ver Vega (2019), Araújo e Casaca (2021) e Garrucho, Cabrera e Caldarelli (2021).

Contudo, mesmo diante dessas inúmeras acepções para o conceito de feminização da pobreza, um consenso dos estudos é o de que esse fenômeno está relacionado a uma mudança temporal nas condições de pobreza das mulheres. Portanto, ao estudar a feminização da pobreza, faz-se necessário verificar como essas condições se alteram ao longo do tempo. Quando analisada a distribuição de mulheres vivendo em condição de escassez de forma pontual, isto é, levando em consideração apenas um momento no tempo, a análise assume o conceito de sobrerrepresentação feminina na pobreza. A esse respeito, destaca-se que a diferença entre os termos *feminização da pobreza* e *sobrerrepresentação da pobreza* se dá, principalmente, por essa diferença temporal na análise (Costa *et al.*, 2005).

No entanto, para melhor compreender e diagnosticar a feminização da pobreza, é necessário analisar esse fenômeno sob uma ótica não apenas temporal, mas abarcando seus múltiplos aspectos. Oliveira (2018) argumenta que essa análise é fundamental para que se possa abranger todos os fatores que, como abordado anteriormente, fomentam a existência e a intensificação desse problema, assim como para possibilitar um melhor direcionamento das ações nas quais as políticas públicas de erradicação da pobreza devem estar focadas. Contudo, ainda segundo essa autora, mesmo que o estudo do fenômeno da pobreza seja bastante robusto pela perspectiva de múltiplos aspectos, existe ainda uma defasagem na utilização dessa abordagem no que diz respeito aos estudos existentes sobre feminização da pobreza.

Tendo-se em vista que esse fenômeno é multifacetado e, por vezes, complexo e subjetivo, apurá-lo através de medidas objetivas e simples resultaria em uma análise incompleta das variáveis envolvidas. Em se tratando de pobreza correlacionada ao gênero, esse problema acaba se agravando quando analisado sob uma perspectiva que avalia apenas a renda, dado que existem situações, carências e privações específicas para as mulheres, como a falta de oportunidade e autonomia, a fragilidade e a violência doméstica (Baden; Milward, 1997 apud Costa *et al.*, 2005).

De acordo com Barros, Carvalho e Franco (2006), a análise da pobreza em nível de família pode ocorrer segundo fatores diversos, entre os quais se incluem: vulnerabilidade, falta de acesso ao conhecimento, desenvolvimento infantil, acesso ao trabalho, escassez de recursos e carências habitacionais. O aspecto da vulnerabilidade diz respeito à quantidade de recursos que a família precisa para que suas necessidades básicas sejam atendidas. A presença de pessoas economicamente inativas na família faria com que os mesmos recursos fossem divididos entre mais pessoas, aumentando, desse modo, a probabilidade de os recursos não satisfazerem as necessidades básicas da unidade domiciliar. A falta de conhecimento levaria as pessoas dessa família a terem menores chances de conseguir melhores oportunidades no mercado de trabalho e, conseqüentemente, de obterem rendas mais elevadas. Sob essa mesma ótica, pode-se relacionar o aspecto do desenvolvimento infantil e a pobreza. Ademais, os autores argumentam que o acesso ao mercado de trabalho também é um fator importante para caracterizar a pobreza, pois não adianta conceder meios para que sejam adquiridas capacidades que possibilitem a ascensão econômica do indivíduo, sem que lhes sejam asseguradas oportunidades para usá-las. Nesse sentido, a garantia da oportunidade de acesso ao mercado de trabalho possibilita que uma determinada pessoa faça uso de suas capacidades para gerar melhores condições para sua vida e a de sua família. Além disso, a pobreza está fortemente associada à escassez de recursos, uma vez que a grande maioria dos bens e serviços essenciais para o suprimento das necessidades básicas são adquiridos no mercado. Por fim, também as condições de habitação se relacionam à pobreza, visto que apresentam estreita relação com a saúde dos moradores, que, por sua vez, está vinculada às condições básicas para que os indivíduos consigam estudar, trabalhar e, por conseguinte, obter melhores oportunidades de emprego e renda. Para esses autores, a escolha das dimensões se baseia em uma análise prática e empírica, sendo importante ponderar quais delas mais se relacionam ao tipo de pobreza estudado e quais são passíveis de mudança no período analisado.

Ao se retratar contextos de crise – como o vivenciado atualmente, em função da pandemia da Covid-19 – torna-se possível notar que, nessas ocasiões, historicamente, as mulheres experien-

ciam um agravamento em suas condições de vida. Na conjuntura de crises que permeou a década de 1980, por exemplo, as mulheres em situação de pobreza extrema foram as mais impactadas em termos de recursos monetários. Isso porque as funções de reposição da força de trabalho e chefia do domicílio incidiram com ainda mais intensidade sobre aquelas mulheres que já eram mantenedoras do lar, nos inúmeros países que estavam em crise (Oliveira, 2018). Complementarmente, o estudo de Oliveira (2018) evidenciou que, analisando-se os anos de 2004 a 2015, foi em 2008, no contexto da crise econômica enfrentada pelo Brasil, que decorreu a pior situação das mulheres que são a pessoa de referência no domicílio em termos de privações dos atributos correlacionados à pobreza. A autora também verificou que a vulnerabilidade em termos de acesso ao trabalho foi maior para as mulheres do que para os homens nesse período de crise. Ela argumenta que esse aspecto se justifica pela concomitante jornada de trabalho produtivo e reprodutivo que as mulheres enfrentam, que as incita a ocuparem cargos informais e com menores jornadas, os quais, em períodos de crise, tendem a ser os primeiros a serem cortados.

Sob essa ótica, analisar o fenômeno da feminização da pobreza para momentos de crises complexas tomando por base uma análise de múltiplos aspectos revela-se fundamental para a compreensão do cenário e para a orientação e condução de políticas públicas voltadas para a conjuntura social.

No contexto de crise decorrente da pandemia da Covid-19, a jornada da mulher se multiplicou, em virtude do fechamento de escolas e creches e do aumento do trabalho doméstico. Além disso, Silva e Shinkoda (2021) observaram que, ao comparar homens e mulheres, foram elas as mais prejudicadas na manutenção do emprego. Em vista desses fatores, depreende-se ser importante compreender o modo como o ano que marca o início da pandemia reflete nos atributos da pobreza feminina, visando a assimilar quais aspectos levam as mulheres a uma posição de maior vulnerabilidade nesses períodos.

3 DADOS E MÉTODOS

O presente estudo valeu-se dos dados trimestrais da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNADC) para o período de 2019 a 2020, no intuito de verificar se há, no Brasil, o fenômeno da feminização da pobreza. Ademais, a análise do período mais recente (2020), que precede o início da pandemia da Covid-19, será o parâmetro para comparar, de forma temporal, como a crise decorrente da Covid-19 afetou a feminização da pobreza.

A seleção dos aspectos, componentes e variáveis que definem a análise das privações foi baseada em Barros, Carvalho e Franco (2006). Desse modo, o presente trabalho aborda os seguintes aspectos: *desenvolvimento infantil*, *mercado de trabalho* e *disponibilidade de recursos*. Cada um desses fatores tem variáveis binárias que assumem valor 1, caso o domicílio passe por sua privação, e valor 0, caso não passe. O primeiro aspecto, o *desenvolvimento infantil*, é medido por meio da presença de pelo menos uma criança (de 5 a 17 anos) que esteja fora da escola, permitindo analisar, dessa maneira, o componente do acesso à educação infantil. Para essa regressão, em específico, portanto, a estimativa ocorre apenas para domicílios que possuam, entre seus membros, pessoas com idade entre 5 e 17 anos.

O segundo aspecto, referente ao *mercado de trabalho*, terá duas variáveis correspondentes, de forma a analisar dois componentes. O primeiro trata da qualidade do emprego, medida pela variável “ausência de ocupado no setor formal”. O segundo componente avalia a oportunidade de trabalho, tendo como proxy a variável binária que recebe o valor de 1 se nesses domicílios menos da metade dos membros em idade ativa encontrarem-se ocupados.

Por fim, embora este estudo tenha como foco uma análise que contemple os múltiplos aspectos da pobreza, embasada na abordagem dos atributos e necessidades básicas e essenciais, como educação e emprego decente, é também relevante analisar o terceiro aspecto, a *disponibilidade de*

recursos. Para tanto, tomando-se por base o componente pobreza, avalia-se a privação dos domicílios com base na variável “renda familiar *per capita* inferior a meio salário-mínimo”.

O Quadro 1 apresenta, de forma resumida, a relação entre os aspectos, os componentes e as variáveis utilizadas neste trabalho. A escolha por cada um deles justifica-se pelo fato de serem indicadores capazes de captar mudanças de curto prazo (2019 a 2020). Alguns dos outros aspectos propostos por Barros, Carvalho e Franco (2006), tais como *vulnerabilidade das famílias* (que tem por base variáveis como se “alguma mulher teve filho nascido no último ano” e “presença de criança ou adolescente”); *acesso ao conhecimento* (que utiliza variáveis como a “presença de adulto analfabeto” e “ausência de trabalhador com qualificação média ou alta”); e *carências habitacionais* (utilizando como variáveis correspondentes “domicílio não é próprio” e “lixo não é coletado”), dificilmente sofreriam alterações no período de um ano e, por isso, não foram adotados. Em suma, a escolha das variáveis para representar a análise das privações referentes à pobreza esteve relacionada à capacidade que apresentam de captar efeitos de curto prazo e ao fato de representarem importantes parâmetros para caracterizar a feminização da pobreza, bem como para testar os possíveis efeitos da pandemia da Covid-19 sobre esse fenômeno, como exposto e discutido no referencial teórico. Portanto, se a probabilidade de ocorrência das privações examinadas for superior para os domicílios em que as mulheres são a pessoa de referência quando comparada à das residências em que os homens são a pessoa de referência, indica-se, então, que há o fenômeno da feminização da pobreza.

Quadro 1 – Relação entre aspectos, componentes e variáveis

Aspectos (A_n)	Componentes (C_n)	Variáveis (Y^n)
A_1 , Desenvolvimento infantil	C_1 , Acesso à educação	Y^1 . Presença de pelo menos uma criança fora da escola (sendo que Y^1 apresenta valor igual a 1 se no domicílio existir pelo menos uma criança, de 5 a 17 anos, fora da escola e valor igual a 0 caso contrário)
	C_2 , Qualidade do emprego	Y^2 . Ausência de ocupado no setor formal (sendo que Y^2 apresenta valor igual a 1 se no domicílio não existirem ocupados no setor formal e valor igual a 0 caso contrário)
A_2 , Mercado de trabalho	C_3 , Oportunidade de trabalho	Y^3 . Menos da metade dos membros em idade ativa encontram-se ocupados (sendo que Y^3 apresenta valor igual a 1 se no domicílio menos da metade dos membros em idade ativa – 14 anos ou mais – encontram-se ocupados e valor igual a 0 caso contrário)
	C_4 , Pobreza	Y^4 . Renda familiar <i>per capita</i> inferior a meio salário-mínimo (sendo que Y^4 apresenta valor igual a 1 se a renda familiar <i>per capita</i> encontra-se inferior à linha da pobreza e valor igual a 0 caso contrário)

Fonte: Elaboração própria.

É também importante ressaltar que cada um dos aspectos escolhidos para o desenvolvimento deste estudo retrata, parcialmente, a ausência dos mecanismos essenciais para que as famílias consigam atingir suas necessidades. O *desenvolvimento infantil*, em quaisquer sociedades, é propósito indispensável como forma de garantir desenvolvimento às crianças a partir do acesso à educação, o que lhes proporcionará condições para romperem com a armadilhada da pobreza. O *mercado de trabalho* tem como característica ofertar aos indivíduos a possibilidade de empregarem a capacidade produtiva de que dispõem. Dotar e garantir que as pessoas tenham acesso a postos de trabalho, de maneira efetiva, condiz com uma política eficaz de satisfação das necessidades da população. Da mesma forma, a *disponibilidade de recursos* é um aspecto fundamental para que as famílias consigam satisfazer boa parte de suas necessidades básicas através da aquisição de bens e serviço (Barros; Carvalho; Franco, 2006).

Em face do exposto, foi estimada a seguinte equação de interesse para cada uma das variáveis dependentes:

$$\begin{aligned}
 Y_{i,t,a}^n = & \beta_0 + \beta_1 MPRD_{i,t,a} + \beta_2 \text{branco}_{i,t,a} + \beta_3 \text{anosdeestudo}_{1a4i,t,a} + \\
 & \beta_4 \text{anosdeestudo}_{5a8i,t,a} + \beta_5 \text{anosdeestudo}_{9a11i,t,a} + \beta_6 \text{anosdeestudo}_{12oumais}_{i,t,a} + \\
 & \beta_7 \text{idade}_{i,t,a} + \beta_8 \text{conjuge}_{i,t,a} + \beta_9 \text{criança}_{0a6i,t,a} + \beta_{10} \text{criança}_{7a14i,t,a} + \\
 & \beta_{11} \text{urbano}_{i,t,a} + \beta_{12} \text{nordeste}_{i,t,a} + \beta_{13} \text{sul}_{i,t,a} + \beta_{14} \text{sudeste}_{i,t,a} + \\
 & + \beta_{15} \text{centrooeste}_{i,t,a} + \beta_{16} \text{DummyAno} + \beta_{17} \text{DummyTrimestre} + V'_{i,t,a} \sigma + \varepsilon_{i,t,a}
 \end{aligned} \quad (1)$$

em que $Y_{i,t,a}^n$ representa as n variáveis dependentes, já descritas no Quadro 1, para o domicílio i , no trimestre t e no ano a . A principal variável explicativa de interesse ($MPRD_{i,t,a}$) será uma *dummy*, que assumirá o valor de 1 quando o domicílio apresentar uma mulher como pessoa de referência; e valor igual a 0 quando essa pessoa for um homem. O objetivo do uso dessa *dummy* é compreender em que nível as privações impactam mais determinados domicílios em que a mulher é a pessoa de referência em contraste com os domicílios em que essa pessoa é um homem, possibilitando uma análise comparativa em torno de cada aspecto.

A fim de isolar o efeito do sexo da pessoa de referência no domicílio, foram utilizadas as variáveis de controle descritas na equação (1) referentes às características do domicílio. A variável *cor* (branco) é relevante para elucidar a continuidade e a suscetibilidade à pobreza que os indivíduos não brancos apresentam em relação aos brancos, conforme proposto por Lima, Carvalho e Gonçalves (2021). Essa variável apresenta valor igual a 1 para brancos como pessoa de referência e valor 0 para não brancos. Tomando como base Gonçalves (2015), a inserção das variáveis referentes aos *níveis educacionais* (anosdeestudo) é importante porque permite assimilar como a evolução do capital humano pode influenciar no rendimento e na possibilidade de os indivíduos conseguirem uma ocupação, possibilitando-lhes, assim, sair de uma situação de pobreza. A elaboração desse tipo de variável pode ser exemplificada a partir da variável : ela apresenta valor 1 quando a pessoa de referência da família tem de 1 a 4 anos de estudo, e valor 0, se apresenta mais anos de escolaridade. A mesma lógica é usada para a construção das demais variáveis de anos de estudo ($\text{anosdeestudo}_{5a8}$, $\text{anosdeestudo}_{9a11}$ e $\text{anosdeestudo}_{12oumais}$). A análise dessas variáveis leva em consideração a categoria de comparação referente a menos de um ano de estudo, ou seja, ausência de educação formal.

A variável foi inserida tendo-se em vista que o arranjo das famílias e as condições de mercado de trabalho são afetadas pelo ciclo de vida da pessoa de referência no domicílio, sendo capaz de gerar impactos no fator bem-estar (Lima; Carvalho; Gonçalves, 2021). Por sua vez, as variáveis *cônjuge* (cônjuge) e *presença de crianças* (criança_{0a6} e criança_{7a14}) foram empregadas por existir uma tendência de as famílias sem crianças e biparentais apresentarem menor vulnerabilidade à pobreza, conforme discutido em Ribas *et al.* (2011). Além disso, a decomposição entre crianças de 0 a 6 anos e de 7 a 14 anos se justifica pelo aspecto do maior cuidado e atenção necessários a membros da família de menor idade, o que impacta a rotina da pessoa de referência no domicílio e seus indicadores de rendimento, ocupação, dentre outros. A variável *cônjuge* é uma *dummy* que apresenta valor igual a 1 se a pessoa de referência no domicílio tem um cônjuge e valor 0, caso não tenha. As variáveis criança_{0a6} e criança_{7a14} também são binárias e apresentam valor 1 se existirem, respectivamente, crianças de 0 a 6 anos e de 7 a 14 anos nos domicílios analisados ou valor 0, caso não haja.

Sabendo-se, igualmente, que a pobreza exprime discrepâncias a depender das macrorregiões e da localização dos domicílios, foram inseridas variáveis binárias para as 4 grandes regiões do Brasil (Nordeste, Sul, Sudeste e Centro-Oeste). A Região Norte foi utilizada como base de comparação. Fez-se também o uso de uma *dummy* (urbano), a qual apresenta valor igual a 1 se o domicílio

se encontrar na área urbana e valor 0 se estiver situado na zona rural. Foram ainda introduzidas *dummies* de ano (DummyAno), tendo o ano de 2021 servido como ano de base, e de trimestre (DummyTrimestre), tendo sido utilizado como referência o primeiro trimestre, com o intuito de capturar as condições que se alteram em cada período. Por fim, no vetor $V'_{i,t,a}$, inseriu-se *dummies* de coorte de ano de nascimento para a pessoa de referência no domicílio, a fim de controlar diferenças entre indivíduos que nasceram em períodos distintos e fatores não observáveis – como, por exemplo, condições culturais –, que fariam com que domicílios em que a pessoa de referência fosse de sexo diferente pudessem ser mais ou menos vulneráveis à pobreza.

Visando a verificar o efeito da pandemia da Covid-19 comparando o ano de 2019 com o de 2020, foram estimadas as mesmas regressões com as idênticas variáveis dependentes e explicativas, incluindo uma variável de interação ($MPRD_{i,t,a} * COVID$), que relaciona a pessoa de referência no domicílio do sexo feminino e o ano de 2020 ($COVID$), de maneira que a equação apresenta as mesmas variáveis acrescida, apenas, da interação citada:

$$\begin{aligned}
 Y_{i,t,a}^n = & \beta_0 + \beta_1 MPRD_{i,t,a} + \beta_2 MPRD_{i,t,a} * COVID + \beta_3 branco_{i,t,a} + \\
 & \beta_4 anosdeestudo_{1a4i,t,a} + \beta_5 anosdeestudo_{5a8i,t,a} + \beta_6 anosdeestudo_{9a11i,t,a} + \\
 & \beta_7 anosdeestudo_{12oumais_{i,t,a}} + \beta_8 idade_{i,t,a} + \beta_9 conjuge_{i,t,a} + \beta_{10} crian\c{a}_{0a6i,t,a} + \quad (2) \\
 & \beta_{11} crian\c{a}_{7a14i,t,a} + \beta_{12} urbano_{i,t,a} + \beta_{13} nordeste_{i,t,a} + \beta_{14} sul_{i,t,a} + \\
 & \beta_{15} sudeste_{i,t,a} + \beta_{16} centrooeste_{i,t,a} + \beta_{17} COVID + \beta_{18} DummyAno \\
 & + \beta_{19} DummyTrimestre + V'_{i,t,a} \sigma + \varepsilon_{i,t,a}
 \end{aligned}$$

Assim, se β_1 e β_2 forem positivos, verifica-se que ser mulher a pessoa de referência no domicílio, comparativamente a ser homem, aumenta a vulnerabilidade à pobreza segundo o aspecto $Y_{i,t,a}^n$, e que esse efeito é mais intenso no ano de 2020, ano em que se inicia, no Brasil, a pandemia da Covid-19.

Foi utilizado o Modelo de Probabilidade Linear (MPL) para todas as estimações de interesse, sendo empregada a técnica de Mínimos Quadrados Ordinários para a estimação dos coeficientes. Esse modelo fornece diretamente os efeitos marginais de cada variável explicativa sobre as probabilidades das variáveis que caracterizam a pobreza sob a ótica de múltiplos aspectos, permitindo verificar diretamente o efeito marginal do sexo da pessoa de referência no domicílio sobre as variáveis Y_i de interesse: $\Pr(Y_i = 1 | MPRD_{i,t,a})$; além disso, possibilita verificar se esse efeito varia entre 2019 e 2020, período esse impactado pela pandemia da Covid-19. Ademais, a escolha desse método se baseia em exemplos apresentados por Angrist e Pischke (2009), que apontam que os efeitos e os resultados estimados pelos modelos de variáveis binárias, como *logit* e *probit*, na média, são semelhantes aos alcançados pelo MPL. Os autores defendem a escolha do MPL em diversos casos, tendo em vista que modelos não lineares trazem complexidade para a interpretação e estimação dos modelos.

Para a construção da amostra deste trabalho, foram utilizados os dados trimestrais referentes aos anos de 2019 e 2022 da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua (PNADC), publicada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), de forma empilhada, a fim de se obter um corte transversal repetido, com o intuito de controlar fatores temporais da amostra. Também foi realizada a identificação dos indivíduos e dos domicílios² visando a evitar a sobreposição de ambos na amostra em um mesmo ponto no tempo para, assim, minimizar problemas de identificação e de declaração de informações na PNADC. O número total de observações da amostra foi de 1.036.519. Foram mantidas na base apenas as informações dos domicílios em que a pessoa de referência tinha idade entre 18 e 65 anos.

2 Essa identificação foi auxiliada pela ferramenta Data Zoom desenvolvida pelo Departamento de Economia da PUC-RIO.

Foram incluídas em todas as análises estatísticas e econométricas as variáveis amostrais (variáveis que definem o tamanho da amostra, representadas, de modo geral, pelos estratos e pesos amostrais). A utilização dessas variáveis se faz importante uma vez que a PNAD é uma pesquisa amostral "complexa", que incorpora níveis de complexidade como: estratificação das unidades de amostragem, probabilidades desiguais de seleção em um ou mais estágios, conglomeração e ajustes de pesos amostrais.

Finalmente, a linha de pobreza utilizada foi a adotada pelo governo federal: meio salário-mínimo *per capita* no ano de análise. Segundo o IBGE (2020), a desigualdade econômica é avaliada através do salário-mínimo, dado que ele é uma importante referência nos contratos do mercado de trabalho e das transferências dos benefícios previdenciários, bem como nas regras de elegibilidade e repasses de diversos programas sociais. Também cabe esclarecer que, para a criação da linha da pobreza, utilizaram-se apenas as fontes de rendimento provenientes do trabalho para os indivíduos do domicílio com idade igual ou superior a 14 anos³.

4 RESULTADOS

A quarta seção, dividida em duas subseções, dedica-se a exibir os principais resultados provenientes deste trabalho. A primeira subseção visa a apresentar a análise descritiva das variáveis dependentes e explicativas da amostra, com base nos principais grupos analisados neste estudo (sexo da pessoa de referência no domicílio e ano de análise). A segunda, por sua vez, destina-se a analisar os resultados das estimações das equações (1) e (2) para todas as 4 variáveis dependentes de interesse, a fim de avaliar a feminização da pobreza sob cada aspecto [resultados da equação (1)] e verificar se esse fenômeno se agrava no cenário de pandemia da Covid-19 [resultados da equação (2)].

4.1 Análise descritiva

Nesta subseção, apresentam-se, inicialmente, as estatísticas descritivas das variáveis dependentes por meio do efeito comparativo do ano de 2020 em relação ao de 2019, levando em consideração a principal variável explicativa de interesse: o sexo da Pessoa de Referência no Domicílio (PRD)⁴.

A Tabela 1 descreve as porcentagens de cada carência, identificadas pelas variáveis dependentes, por sexo da pessoa de referência no domicílio e por ano. A análise desses dados permite observar que existem diferenças nas proporções das carências quando comparados os domicílios em que o sexo da pessoa de referência difere. Nota-se que os domicílios em que essa pessoa é uma mulher parecem estar em maior condição de vulnerabilidade, tendo-se em vista as privações deste trabalho, para ambos os anos, quando comparados aos domicílios em que o homem é a pessoa de referência. Considerando-se os dados, esse resultado parece ser mais acentuado para o aspecto *disponibilidade de recursos*. Apenas para o aspecto *desenvolvimento infantil*, no ano de 2020, essa suscetibilidade na privação parece não ser maior para os domicílios em que a pessoa de referência é uma mulher.

A proporção de domicílios aumentou em ambas as variáveis referentes ao *mercado de trabalho*, para ambos os sexos da PRD em 2020, em um comparativo com 2019. Contudo, esse aumento parece ser maior nos domicílios em que a mulher é a PRD. O aumento para as famílias em que o

3 Essa escolha se deu por dois motivos: i) devido ao fato de a PNAD de periodicidade trimestral se limitar aos rendimentos provenientes do trabalho; e ii) por ter sido implementado, em 2020, o programa Auxílio Emergencial do governo federal. Nesse caso, se fosse utilizada a linha de pobreza com base em rendimentos incluindo os não provenientes do trabalho (o que incluiria o valor do Auxílio Emergencial), e seus resultados fossem comparados com os do ano de 2019 (quando não havia Auxílio Emergencial), poderiam incorrer vieses, visto que as regras do programa se diferenciaram para mulheres de referência do domicílio sem cônjuge.

4 Por fins textuais, serão utilizadas, nesta e na próxima seção, as seguintes siglas: **PRD** – para alusão ao termo *Pessoa de Referência no Domicílio*; **MPRD** – para *Mulher Pessoa de Referência no Domicílio*; e **HPRD** – para *Homem Pessoa de Referência no Domicílio*.

homem é a pessoa de referência (HPRD) foi na magnitude de 0,76 e 1,78 p.p. para as respectivas variáveis do aspecto *mercado de trabalho*. Já o crescimento dessas privações para os domicílios em que a mulher é a pessoa de referência do domicílio (MPRD) foi de 2,11 e 2,19 p.p., respectivamente. Lima, Carvalho e Gonçalves (2021) obtiveram resultados semelhantes no comparativo entre os sexos, levando em conta os fatores da *empregabilidade* e da *ocupação formal*.

Tabela 1 – Estatísticas descritivas das privações por sexo da pessoa de referência no domicílio, para 2019 e 2020

Aspectos	Variáveis	Homem		Mulher	
		2019	2020	2019	2020
%					
Desenvolvimento infantil	Presença de ao menos uma criança (0 a 17 anos) fora da escola	5,16	5,20	5,25	5,19
Mercado de Trabalho	Ausência de ocupado no setor formal	41,27	42,03	45,92	48,03
	Menos da metade dos membros em idade ativa encontram-se ocupados	13,70	15,48	16,56	18,75
Disponibilidade de recursos	Renda familiar <i>per capita</i> inferior à linha da pobreza	41,23	45,98	49,21	55,32

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNADC.

Com relação ao aspecto *disponibilidade de recurso*, o resultado parece se assemelhar ao obtido no quesito *mercado de trabalho*, aparentando convergir para uma situação mais desfavorável para as famílias em que se tem a MPRD. Comparativamente, houve um aumento de 6,11 p.p. na proporção desses domicílios abaixo da linha da pobreza em 2020, considerando 2019 como base, enquanto os domicílios onde se tem o HPRD passaram por um aumento dessa carência na magnitude de 4,73 p.p. Tavares (2021) observa que, para 2020, as mulheres são, em comparação aos homens, o grupo de maior proporção com renda abaixo de meio salário-mínimo, corroborando o resultado encontrado neste estudo, tendo-se em vista o parâmetro da linha de pobreza adotado.

Já os dados referentes ao aspecto *desenvolvimento infantil* demonstram distintos resultados para domicílios em que a pessoa de referência tem sexos díspares, porém, em termos de variação, a magnitude foi pequena. Nos casos em que se tem HPRD, a situação ficou menos favorável, ocorrendo um pequeno aumento de 0,04 p.p. em 2020. Por sua vez, os lares onde se tem MPRD apresentaram um sutil favorecimento, retratado pela redução de 0,06 p.p. no ano de 2020, comparado a 2019.

Por meio dos dados apresentados na Tabela 1, é possível observar diferenças tanto na amplitude quanto no comportamento dessas carências entre os domicílios analisados. Contudo, essas desigualdades tomando por base o sexo e o ano de análise são apenas hipotéticas, uma vez que existem características da pessoa de referência e dos domicílios que podem contribuir para explicar as diferenças verificadas. Nessa perspectiva, as estatísticas da Tabela 2 descrevem o perfil médio dos domicílios, considerando pessoas de referência do sexo masculino e feminino e levando-se em conta as variáveis de controle utilizadas nas equações estimadas deste trabalho.

Mediante os dados da Tabela 2, pode-se constatar que, em ambos os anos, a proporção de domicílios em que a pessoa de referência é homem branco, comparado a homens de outras raças, é superior à proporção de mulheres com essa mesma característica, contudo, a diferença é pequena. Em 2019, 38,95% e 37,90% eram, respectivamente, as proporções das pessoas de referência do sexo masculino e do sexo feminino que se autodeclararam brancas. Já em 2020, essa proporção foi de 39,73% para os homens e de 38,42% para as mulheres.

Tabela 2 – Características dos domicílios por sexo da pessoa de referência, em 2019 e 2020

Variáveis	Homem		Mulher	
	2019	2020	2019	2020
	%			
Branco	38,95	39,73	37,90	38,42
Escolaridade				
Menos de 1 ano de estudo	5,80	5,13	4,68	3,87
1 a 4 anos de estudo	12,69	11,31	9,65	8,46
5 a 8 anos de estudo	25,11	24,37	22,07	20,94
9 a 11 anos de estudo	13,91	13,84	13,64	13,58
>= 12 anos de estudo	42,46	45,33	49,95	53,13
Com Cônjuge	78,76	78,32	50,77	51,35
Reside em área urbana	67,84	69,44	82,03	82,77
Região Federativa				
Norte	13,23	12,92	12,28	12,56
Nordeste	30,96	29,66	33,61	31,99
Sudeste	27,43	28,74	26,63	28,03
Sul	17,80	18,02	17,40	16,96
Centro-Oeste	10,58	10,64	10,08	10,46
Presença de Criança				
Criança de 0 a 6 anos	27,70	25,21	28,12	26,02
Criança de 7 a 14 anos	28,98	27,11	31,97	30,49
	Média			
Idade	44,75	45,34	44,57	44,83
Observações	337.349	230.231	267.755	201.184

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNADC.

Em relação à *escolaridade* da pessoa de referência, os homens estão em maior proporção, tanto em 2019 quanto em 2020, se comparados às mulheres, nas faixas de anos de estudo inferiores a 12 anos (menor que 1 ano de estudo; de 1 a 4; de 5 a 8; e de 9 a 11 anos de estudo). Entretanto, quando considerada a faixa igual ou acima de 12 anos de estudo, em ambos os anos de análise, as mulheres exibem proporções maiores em comparação aos homens. Nos anos de 2019 e 2020, a magnitude para aquelas com 12 anos ou mais de estudo foi, respectivamente, de 49,95% e 53,13%, enquanto para os homens foi de 42,46% e 45,53%. Tal resultado parece indicar que as mulheres que são PRD, na média, apresentam maior nível de escolaridade, pelo parâmetro anos de estudo, se comparadas aos homens que estão nessa mesma posição no domicílio. Essa hipótese é constatada também nos resultados do estudo de Batista e Costa (2020).

A proporção de PRD com cônjuge, comparada à de outros arranjos familiares, é maior quando o responsável é um homem, em ambos os anos de análise. Em 2019, as mulheres e os homens pertencentes a essa categoria apresentaram, respectivamente, as magnitudes de 50,77% e 78,76%. Já em 2020, essa proporção foi de 51,35% para as mulheres e de 78,32% para os homens.

No que concerne à *localização dos municípios*, os dados indicam a prevalência de PRD, de ambos os sexos, situada na área urbana e na Região Nordeste, tanto para 2019 quanto para 2020. No entanto, os dados apontam um crescimento na localização de pessoas na Região Sudeste e, de modo oposto, indicam uma queda na Região Nordeste. Para os homens, a queda ocorrida em 2020 em relação ao ano de 2019, no Nordeste, foi de 1,3 p.p. e para as mulheres foi de 1,62 p.p. Por outro lado, verifica-se um crescimento de domicílios na Região Sudeste, quando se comparam os anos de 2020 e 2019, para ambos os sexos da pessoa de referência (1,31 e 1,4 p.p. para homens e mulheres, respectivamente).

Os dados da Tabela 2 indicam ainda que a *presença de crianças* demonstra ser maior, em ambos os anos, quando se tem MPRD do que nos casos de HPRD, e para ambos os grupos de idade. Parte disso pode ser explicado pelo fato de que a grande maioria das guardas de filhos, após o divórcio, são concedidas às mulheres (Almeida, 2020) e, como aqui observado, há um maior percentual de

mulheres na posição de PRD sem cônjuge, ficando para elas, em sua maioria, a responsabilidade dos cuidados com os filhos.

Por fim, a média de *idade* dos homens e das mulheres de referência no domicílio apresentou ligeira diferença. A idade média de ambos, em 2019, era de 44 anos. Já em 2020, enquanto a idade média dos homens passou a ser a de 45 anos, a das mulheres se manteve em 44 anos.

Dentre o total de 1.036.519 de observações presentes na amostra, 605.104 são de HPRD e 431.415 são de MPRD. Esses dados permitem inferir que, em 2019, dentre as pessoas de referência no domicílio, aproximadamente 40,5% do total eram mulheres e, em 2020, esse número aumentou para cerca de 43%.

Sendo assim, ao realizar uma análise descritiva dos dados da amostra, é possível constatar que os domicílios em que a mulher é a pessoa de referência apresentam magnitudes superiores de vulnerabilidade em relação a boa parte das carências, se comparados aos domicílios nos quais o homem é a pessoa de referência. O panorama também reflete uma situação desfavorável nos domicílios em que se tem MPRD ao avaliarmos as estatísticas comparativas entre os anos. No entanto, como abordado anteriormente e confirmado pelos dados da Tabela 2, outras variáveis contribuem para que domicílios com pessoa de referência de sexo diferente sejam díspares. Isso se dá porque há uma maior proporção de domicílios em que a mulher é a PRD comparativamente a domicílios em que se tem HPRD com as seguintes características: alto grau de instrução, ausência de um cônjuge, presença de filhos e situados em regiões urbanas e na Região Nordeste. Esse aspecto comprova o que já fora discutido anteriormente: embora as mulheres estudem mais, elas ainda estão inseridas em uma situação de maior propensão à pobreza. Ademais, as características tanto da pessoa de referência quanto dos domicílios são também importantes parâmetros para compreender o hiato de tempo em que certos grupos de indivíduos permanecem na pobreza (Lima; Carvalho; Gonçalves, 2021). Desse modo, para confirmar as hipóteses levantadas, faz-se necessária a utilização da estratégia empírica aqui adotada, sendo seus resultados apresentados na próxima subseção.

4.2 Resultados econométricos

A Tabela 3 apresenta os resultados da feminização da pobreza para os anos de 2019 e 2020 em relação a cada aspecto referente à pobreza. Na coluna 2 (Y^1), estão os resultados da variável “presença de pelo menos uma criança (de 5 a 17 anos) fora da escola”, representando o aspecto *desenvolvimento infantil*. Nas colunas 3 (Y^2) e 4 (Y^3), estão os resultados do aspecto *mercado de trabalho*, representados respectivamente pelas variáveis “ausência de ocupado no setor formal” e “menos da metade dos membros em idade ativa encontram-se ocupados”. Por fim, a coluna 5 (Y^4) expõe os resultados relativos à variável “renda familiar *per capita* inferior à linha da pobreza”, apresentando os efeitos do aspecto *disponibilidade de recursos*.

Os dados da Tabela 3 revelam que o fato de se ter uma mulher como pessoa de referência no domicílio aumenta a sua probabilidade de apresentar todas as variáveis de pobreza analisadas neste trabalho, comparativamente aos casos em que se tem um homem. Os aspectos *mercado de trabalho* (Y^2 e Y^3) e *disponibilidade de recursos* (Y^4) se sobressaíram em termos de proporção do aumento. Tal resultado condiz com o encontrado por Oliveira (2018) para a Região Nordeste. Essa autora verificou que os principais parâmetros em termos de vulnerabilidade para a condição de pobreza e para o fomento desse círculo vicioso, quando analisados os quadros de MPRD, são aqueles relacionados ao trabalho e à renda.

Tabela 3 – Feminização da pobreza nos anos de 2019 e 2020

Variáveis	Y ¹	Y ²	Y ³	Y ⁴
Mulher	0,00620*** (0,00108)	0,0341*** (0,00147)	0,0384*** (0,00116)	0,0899*** (0,00144)
Branco	-0,00269** (0,00108)	-0,0262*** (0,00155)	-0,0232*** (0,00125)	-0,0545*** (0,00154)
1 a 4 anos de estudo	-0,0156*** (0,00345)	-0,0428*** (0,00374)	-0,00428 (0,00354)	-0,0317*** (0,00339)
5 a 8 anos de estudo	-0,0303*** (0,00316)	-0,132*** (0,00347)	-0,0183*** (0,00326)	-0,119*** (0,00318)
9 a 11 anos de estudo	-0,0485*** (0,00324)	-0,196*** (0,00379)	-0,0348*** (0,00350)	-0,192*** (0,00350)
>= 12 anos de estudo	-0,0622*** (0,00313)	-0,355*** (0,00349)	-0,0736*** (0,00325)	-0,364*** (0,00322)
Idade	0,000279 (0,000217)	0,000468 (0,000296)	0,00288*** (0,000222)	0,00222*** (0,000283)
Com Cônjuge	-0,00838*** (0,00135)	-0,178*** (0,00164)	0,0167*** (0,00131)	-0,0976*** (0,00156)
Criança de 0 a 6 anos	0,00959*** (0,00109)	0,0234*** (0,00169)	0,00642*** (0,00140)	0,153*** (0,00167)
Criança de 7 a 14 anos	-0,0442*** (0,00120)	0,0274*** (0,00157)	0,0276*** (0,00135)	0,149*** (0,00157)
Reside em área urbana	-0,00796*** (0,00123)	-0,140*** (0,00165)	0,0280*** (0,00137)	-0,146*** (0,00158)
Nordeste	-0,0183*** (0,00157)	0,0103*** (0,00246)	0,00901*** (0,00191)	0,0601*** (0,00230)
Sudeste	-0,0130*** (0,00166)	-0,151*** (0,00249)	-0,0233*** (0,00193)	-0,125*** (0,00237)
Sul	-0,0197*** (0,00180)	-0,213*** (0,00264)	-0,0591*** (0,00202)	-0,174*** (0,00254)
Centro-Oeste	-0,0114*** (0,00187)	-0,158*** (0,00274)	-0,0442*** (0,00211)	-0,173*** (0,00262)
Constante	0,116*** (0,0172)	1,095*** (0,0220)	0,00942 (0,0170)	0,837*** (0,0211)
Efeito fixo de ano	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeito fixo de trimestre	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeito fixo de coorte PRD	Sim	Sim	Sim	Sim
R ²	0,025	0,197	0,035	0,253

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNADC.

Nota: (***), (**) e (*) indicam níveis de significância de 1%, 5% e 10%, respectivamente. Erros-padrão robustos entre parênteses. As variáveis Y são as variáveis dependentes deste estudo: Y¹ Presença de ao menos uma criança (5 a 17 anos) fora da escola; Y² Ausência de ocupado no setor formal; Y³ Menos da metade dos membros em idade ativa encontram-se ocupados; Y⁴ Renda familiar *per capita* inferior à linha da pobreza.

Comparando-se os cenários de MPRD com os de HPRD observa-se, pelos resultados da Tabela 3, que a probabilidade de se ter a presença de pelo menos uma criança (de 5 a 17 anos) fora da escola (aumenta em 0,06 p.p. nos casos de MPRD. Já para o aspecto *mercado de trabalho*, há um efeito positivo sobre ambos os componentes de vulnerabilidade considerados. A magnitude desse efeito é na ordem de 3,41 p.p. e 3,84 p.p. para as variáveis Y² e Y³, respectivamente. Com relação à *disponibilidade de recursos*, a probabilidade de a renda familiar *per capita* situar-se abaixo da linha da pobreza também aumenta em 8,99 p.p. para a MPRD quando comparados os dois cenários. Todos esses coeficientes foram significativos a 1%. Esses resultados sugerem que, no Brasil, domicílios em que a pessoa de referência é uma mulher têm maior probabilidade de estarem vulneráveis em todas as dimensões avaliadas neste trabalho, sinalizando haver indícios de que a feminização da pobreza exista no País e de que esse fenômeno esteja relacionado, em maior magnitude, ao aspecto da *disponibilidade de recursos*, seguido pelo aspecto do *mercado de trabalho* e,

por último, ao do *desenvolvimento infantil*. No entanto, há outras variáveis que podem explicar a vulnerabilidade à pobreza do domicílio, as quais serão discutidas a seguir.

A partir dos dados da Tabela 3, é possível inferir que se a raça da pessoa de referência no domicílio é branca há uma menor probabilidade de os domicílios apresentarem todas as privações analisadas neste estudo, se comparados aos casos em que a pessoa de referência do domicílio é negra. Os registros referentes a esse aspecto foram estatisticamente significativos e corroboram o resultado encontrado nos modelos de Batista e Costa (2020), que sustentam a teoria de não brancos relacionarem-se positivamente com a pobreza.

No que diz respeito ao nível de escolaridade da PRD, percebe-se que ter algum nível de instrução, comparado a não ter nenhum, correlaciona-se, em geral, a uma menor probabilidade de os domicílios situarem-se nas carências analisadas. Essa conclusão não pode ser expandida apenas para os domicílios em que a PRD tem de 1 a 4 anos de estudo, comparados aos domicílios em que a PRD não tem nível algum de escolaridade, quando analisada a variável que identifica se menos da metade dos membros em idade ativa do domicílio encontram-se ocupados (Y^3). Todos os demais coeficientes foram significativos a 1%. Além disso, à medida que a PRD se torna mais instruída, ou seja, ao passo que o nível de escolaridade desse indivíduo se eleva, a probabilidade de os domicílios manifestarem todas as privações diminui. Apresentando resultados semelhantes, Souza *et al.* (2020) consideram o fator escolaridade como um potencial amortecedor e minimizador do fenômeno da pobreza.

As estatísticas referentes à idade da PRD foram significativas para apenas metade das variáveis dependentes. A probabilidade de menos da metade dos membros em idade ativa encontrarem-se ocupados e de a renda familiar *per capita* situar-se abaixo da linha da pobreza aumenta para os domicílios à medida que a idade da PRD aumenta. Para as outras variáveis dependentes do modelo, o resultado não foi significativo, mostrando que a idade não tem efeito sobre as chances de os domicílios terem crianças de 0 a 7 anos fora da escola ou sobre a decisão por trabalho no setor formal.

O fato de a PRD ter um cônjuge também influencia na probabilidade de os domicílios se apresentarem ou não em condição de vulnerabilidade à pobreza, quando comparado com os contextos de ausência de cônjuge. Verifica-se que a presença de um cônjuge para a PRD está relacionada a uma menor probabilidade de os domicílios estarem susceptíveis à pobreza no que se refere aos componentes de acesso à educação das crianças (Y^1), qualidade do emprego (Y^2) e de pobreza relacionada à disponibilidade de recursos (Y^4). Esse resultado é semelhante ao encontrado por Lima, Carvalho e Gonçalves (2021). Os autores ponderam que as famílias monoparentais comumente se encontram em situação desfavorável devido às atribuições parentais e domésticas que incidem sobre um único indivíduo, dificultando a conciliação dos fatores extrafamiliares. No entanto, há uma maior probabilidade de menos da metade dos membros em idade ativa encontrarem-se ocupados (Y^3) em famílias biparentais.

A presença de criança nas faixas de 0 a 6 anos e de 7 a 14 anos está relacionada a uma maior probabilidade de os domicílios manifestarem as vulnerabilidades representadas pelas variáveis dependentes. Apenas no aspecto *desenvolvimento infantil*, para os domicílios com presença de criança de 7 a 14 anos, o resultado é o inverso, isto é, a presença de criança dessa faixa etária reduz a probabilidade da variável correlacionada a esse aspecto.

No que tange à localização dos domicílios, na maioria dos casos, situar-se na zona urbana diminui a probabilidade de os domicílios estarem em situação de privação. Há uma correlação positiva apenas entre o domicílio urbano e a variável que identifica se menos da metade dos membros em idade ativa dos domicílios encontram-se ocupados (Y^3). Além disso, a Tabela 3 permite verificar que somente os domicílios situados na Região Nordeste, comparativamente aos da Região Norte, apresentam maior probabilidade de estarem em situação de vulnerabilidade para os aspectos do *mercado de trabalho* e da *disponibilidade de recursos*; todas as outras regiões, comparadas à Região Norte, apresentam resultados opostos. Já a probabilidade de privação para o aspecto do

desenvolvimento infantil aumenta para os domicílios situados no Norte, comparativamente a todas as outras regiões.

Faz-se importante, por fim, a análise dos coeficientes de determinação (R^2) das estimações da Tabela 3. Foi possível observar que 2,5% da variação para a condição “presença de pelo menos uma criança (5 a 17 anos de idade) fora da escola” (Y^1); 19,7% da variação em “ausência de ocupados no setor formal” (Y^2); 3,5% da variação em “menos da metade dos membros em idade ativa encontram-se ocupados” (Y^3); e 25,3% da variação na “renda *per capita* inferior à linha da pobreza” (Y^4) são explicadas pelas variáveis do modelo.

A Tabela 4 apresenta os resultados encontrados quando inserida a interação entre a variável de interesse (MPRD) e o ano de 2020, ano esse em que se iniciou, no Brasil, a pandemia da Covid-19. O objetivo dessa análise foi o de avaliar a correlação entre a condição da MPRD e o ano que marcou o início da pandemia da Covid-19 diante das variáveis que representam os aspectos relacionados à pobreza considerados neste trabalho. Tal como feito anteriormente, a coluna 2 (Y^1) apresenta os resultados para o aspecto *desenvolvimento infantil*, as colunas 3 (Y^2) e 4 (Y^3) representam o aspecto *mercado de trabalho*, e a coluna 4 (Y^4) exhibe os resultados do aspecto *disponibilidade de recursos*.

Em face dos dados da Tabela 4, é possível observar que ser PRD mulher comparado a ser PRD homem aumenta a probabilidade de os domicílios apresentarem todas as vulnerabilidades dos aspectos relacionados à pobreza. Além disso, ao se analisar a variável de interação acrescentada, pode-se verificar que estar no ano em que se inicia a pandemia da Covid-19, em relação ao ano anterior, acentua a vulnerabilidade à pobreza dos domicílios em que a pessoa de referência é uma mulher nos aspectos *mercado de trabalho* (Y^2 e Y^3) e *disponibilidade de recursos* (Y^4). Efeitos significativamente diferentes entre os anos não é encontrado para o aspecto *desenvolvimento infantil* (Y^1). Dessa forma, os resultados parecem indicar haver uma relação entre advento da pandemia e situações vulneráveis para as mulheres em termos de pobreza para os aspectos analisados neste trabalho.

Nos domicílios em que a mulher é a pessoa de referência, comparados àqueles em que essa pessoa é o homem, a probabilidade de ausência de ocupados no setor formal (Y^2) aumenta em 2,51 p.p. no ano de 2019 e em 4,3 p.p. em 2020. Além disso, para o aspecto *mercado de trabalho*, a probabilidade de menos da metade dos membros em idade ativa no domicílio encontrarem-se ocupados (Y^3) aumenta em 3,45 p.p. e em 4,2 p.p. para os anos de 2019 e 2020, respectivamente, naqueles domicílios em que a pessoa de referência é mulher. Em um estudo do mesmo âmbito, ao realizar uma análise das desigualdades raciais e de gênero no mercado de trabalho durante a pandemia, Tavares et. al (2024) obteve resultados correlatos na comparação entre homens e mulheres, indicando que as mulheres negras e brancas apresentam uma menor probabilidade de se encontrarem ocupadas quando comparadas a homens brancos durante o ano de 2020.

Tabela 4 – Efeitos da Covid-19 sobre a feminização da pobreza (comparação entre 2020 e 2019)

Variáveis	Y^1	Y^2	Y^3	Y^4
Mulher	0,00623*** (0,00134)	0,0251*** (0,00163)	0,0345*** (0,00128)	0,0823*** (0,00158)
Mulher*Covid	-5,00e-05 (0,00190)	0,0179*** (0,00276)	0,00781*** (0,00229)	0,0151*** (0,00272)
Branco	-0,00269** (0,00108)	-0,0262*** (0,00155)	-0,0232*** (0,00125)	-0,0545*** (0,00154)
1 a 4 anos de estudo	-0,0156*** (0,00345)	-0,0429*** (0,00374)	-0,00429 (0,00354)	-0,0317*** (0,00339)
5 a 8 anos de estudo	-0,0303*** (0,00316)	-0,132*** (0,00347)	-0,0183*** (0,00326)	-0,119*** (0,00318)
9 a 11 anos de estudo	-0,0485*** (0,00324)	-0,196*** (0,00379)	-0,0348*** (0,00350)	-0,192*** (0,00350)

Variáveis	Y ¹	Y ²	Y ³	Y ⁴
>= 12 anos de estudo	-0,0622*** (0,00313)	-0,355*** (0,00349)	-0,0736*** (0,00324)	-0,364*** (0,00322)
Idade	0,000279 (0,000217)	0,000472 (0,000296)	0,00288*** (0,000221)	0,00222*** (0,000283)
Com Cônjuge	-0,00838*** (0,00136)	-0,178*** (0,00164)	0,0166*** (0,00131)	-0,0977*** (0,00156)
Criança de 0 a 6 anos	0,00959*** (0,00109)	0,0234*** (0,00169)	0,00642*** (0,00140)	0,153*** (0,00167)
Criança de 7 a 14 anos	-0,0442*** (0,00120)	0,0274*** (0,00157)	0,0275*** (0,00135)	0,149*** (0,00157)
Reside em área urbana	-0,00796*** (0,00123)	-0,140*** (0,00165)	0,0280*** (0,00137)	-0,146*** (0,00158)
Nordeste	-0,0183*** (0,00157)	0,0103*** (0,00246)	0,00902*** (0,00191)	0,0601*** (0,00230)
Sudeste	-0,0130*** (0,00166)	-0,151*** (0,00249)	-0,0233*** (0,00193)	-0,125*** (0,00237)
Sul	-0,0197*** (0,00180)	-0,213*** (0,00264)	-0,0591*** (0,00202)	-0,174*** (0,00255)
Centro-Oeste	-0,0114*** (0,00187)	-0,158*** (0,00274)	-0,0442*** (0,00211)	-0,173*** (0,00262)
Constante	0,116*** (0,0172)	1,099*** (0,0220)	0,0112 (0,0170)	0,841*** (0,0211)
Covid	0,000705 (0,00124)	0,0249*** (0,00188)	0,0272*** (0,00146)	0,0787*** (0,00186)
Efeito fixo de ano	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeito fixo de trimestre	Sim	Sim	Sim	Sim
Efeito fixo de coorte PRD	Sim	Sim	Sim	Sim
R ²	0,024	0,197	0,034	0,253

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados da PNADC.

Nota: (***), (**) e (*) indicam níveis de significância de 1%, 5% e 10%, respectivamente. Erros-padrão robustos entre parênteses. As variáveis Y são as variáveis dependentes deste estudo: Y¹ Presença de ao menos uma criança (5 a 17 anos) fora da escola; Y² Ausência de ocupado no setor formal; Y³ Menos da metade dos membros em idade ativa encontram-se ocupados; Y⁴ Renda familiar *per capita* inferior à linha da pobreza.

Com relação ao aspecto da renda *per capita* das famílias situar-se abaixo da linha da pobreza, a probabilidade da ocorrência dessa privação aumentou em 8,23 p.p. em 2019 e em 9,74 p.p. no ano de 2020, nos domicílios em que a mulher é a responsável, comparado àqueles em que o homem assume esse papel. Seguindo essa mesma vertente, Jardim (2021) constatou que, a partir do início da ocorrência da pandemia da Covid-19, a discriminação de rendimentos entre homens e mulheres no mercado de trabalho tornou-se acentuada no Brasil, uma vez que, ao comparar o ano de 2020 com o de 2019, para elas, foi encontrada uma redução nos rendimentos provenientes do trabalho principal, enquanto para eles observou-se o contrário.

No que concerne ao *desenvolvimento infantil*, a probabilidade da presença de pelo menos uma criança (de 5 a 17 anos) fora da escola aumentou em 0,62 p.p. para o ano de 2019, e, em 2020, essa estatística não foi significativa. Esse resultado pode estar relacionado com a metodologia e com as políticas de frequência das aulas remotas, que surgiram como uma alternativa ao ensino durante a pandemia da Covid-19. Sabe-se que muitas dessas metodologias e políticas foram implementadas sob uma conjuntura de carência de projetos e de políticas educacionais planejadas e capazes de atender às inúmeras realidades brasileiras e sem uma real capacidade de integração de todos os estudantes ao sistema educacional do País, conforme observado por Cunha, Silva e Silva (2020).

Ademais, não houve mudança significativa dos coeficientes de determinação das estimações da Tabela 4 em relação aos coeficientes de determinação das estimativas da Tabela 3. Ou seja, a inclusão da interação não afeta o ajuste dos modelos, uma vez que esta apenas foi utilizada para comparar o efeito antes e depois da pandemia da Covid-19 entre MPRD e HPRD.

Os resultados aqui aferidos confirmam que há a feminização da pobreza no Brasil e que esse fenômeno é intensificado com o advento da pandemia da Covid-19. Eles comprovam também que a vulnerabilidade à pobreza para os casos de domicílios em que a mulher é a pessoa de referência, durante esse episódio, está mais relacionada ao aspecto da *disponibilidade de recursos* e que o que mais se intensifica com a pandemia é o componente de qualidade de emprego.

5 CONCLUSÕES

Os resultados indicaram haver uma maior probabilidade de os domicílios em que a mulher é a pessoa de referência estarem mais vulneráveis à pobreza quanto a esses aspectos, se comparados àqueles em que essa pessoa é um homem. Além disso, foi possível observar uma relação positiva entre o início da pandemia da Covid-19 e o fenômeno da pobreza para as mulheres desse grupo. As análises indicaram ainda que as maiores privações das mulheres, quando comparadas aos homens, estão relacionadas ao mercado de trabalho e à renda. Notou-se, também, por meio dos dados, que, em tempos de crise, as mulheres estão ainda mais suscetíveis a privações.

Faz-se importante reforçar as limitações das considerações obtidas por este estudo. A escolha das variáveis que compuseram a análise acerca das privações da pobreza foi delimitada pela disponibilidade de dados de antes e depois da pandemia da Covid-19, de forma que, em face dessa questão temporal, a seleção dessas variáveis ficou comprometida, uma vez que se fez necessária a escolha de aspectos capazes de exibirem efeitos de curto prazo (2 anos). Sugere-se, para os trabalhos futuros, a escolha de outros componentes que demandem períodos superiores para identificação dos possíveis efeitos advindos da pandemia da Covid-19, uma vez que novos dados da PNADC estarão disponíveis para anos posteriores a 2020.

Em suma, este trabalho verificou e comprovou a suscetibilidade à pobreza de um grupo vulnerável da sociedade. A sua propensão foi investigada a partir de condições que excedem as questões de renda, abordando atributos essenciais para que as famílias consigam satisfazer suas necessidades, mantenham uma vida digna e para que tenham condições para romper com a armadilha da pobreza. Através das informações e resultados apresentados, os formuladores de políticas públicas podem promover estratégias mais direcionadas para o mercado de trabalho. Faz-se necessária a implementação de normas capazes de equiparar os salários das mulheres com os dos homens, quando ambos ocuparem a mesma posição e desempenharem a mesma função no trabalho, sob pena de que as instituições que não se adequarem a tais normas sofram medidas corretivas, como multas financeiras. Ademais, as empresas podem implantar políticas internas de flexibilização da jornada de trabalho, tanto para mulheres quanto para os homens, como uma medida para fornecer o tempo necessário para que os pais consigam conciliar a vida profissional com o acompanhamento dos filhos no desenvolvimento escolar, haja vista que o processo de trabalho em *home office*, aumentado em larga escala a partir do início da pandemia, mostrou-se uma prática sustentável para as empresas, podendo contribuir na conciliação da jornada que os pais de família enfrentam. Por fim, com base nos resultados, é importante que haja políticas direcionadas para a formalização dos trabalhos como forma de garantir empregos de qualidade para todos e, assim, promover mais bem-estar aos indivíduos.

REFERÊNCIAS

- ALMEIDA, A. C. **Choques e questões de gênero: perspectivas sobre indicadores educacionais e econômicos brasileiros**. Viçosa. Viçosa: UFV, 2020. Disponível em: <https://www.locus.ufv.br/bitstream/123456789/28316/1/texto%20completo.pdf>. Acesso e: 06 mar. 2024.
- ALMEIDA, A. C. *et al.* **Reflexões sobre as relações entre desigualdade de gênero, mercado de trabalho e educação dos filhos**. Santa Maria, Rio Grande do Sul: OSE/UFSM, 15 mar. 2021. (Textos para Discussão, n. 26).
- ANGRIST, J.; PISCHKE, J. S. **Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion**. Princeton University Press, 2009.
- ARAÚJO, C. L. DE; CASACA, S. F. **A vulnerabilidade à pobreza das mulheres responsáveis por famílias monoparentais no Brasil e o papel das políticas públicas**. Centre for African and Development Studies, 2021. Disponível em: <https://ideas.repec.org/p/cav/cavwpp/wp181.html>. Acesso em: 10 fev. 2021.
- BARROS, R. P.; CARVALHO, M.; FRANCO, S. **Pobreza multidimensional no Brasil**. Brasília: IPEA, 2006. (Texto para Discussão, nº 1227).
- BATISTA, A. L.; COSTA, L. V. Domicílios chefiados por mulheres e pobreza no Brasil: uma análise de 2011 a 2015. **Revista Feminismos**, v. 7, n. 3, 2020.
- COSTA, J. S.; BARBOSA, A. L. N. H.; HECKSHER, M. Desigualdades no mercado de trabalho e a pandemia da covid-19. **Boletim Mercado de Trabalho: Análise e Conjuntura**, n. 71, IPEA, 2021.
- COSTA, J. S. D. M.; PINHEIRO, L. S.; MEDEIROS, M.; Queiroz, C. **A face feminina da pobreza: sobre-representação e feminização da pobreza no Brasil**. Brasília: IPEA, 2005. (Texto para Discussão, nº 1137).
- CUNHA, L. F. F.; SILVA, A. S.; SILVA, A. P. O ensino remoto no Brasil em tempos de pandemia: diálogos acerca da qualidade e do direito e acesso à educação. **Revista Com Censo: Estudos Educacionais do Distrito Federal**, v. 7, n. 3, p. 27-37, 2020.
- FERREIRA, M. Sub-representação política de mulheres: Reflexões a respeito das eleições à vereança no Recôncavo da Bahia. **Revista de Informação Legislativa**, v. 58, n. 229, p. 79-101, 2021.
- FJP – FUNDAÇÃO JOÃO PINHEIRO. Pobreza: substantivo feminino. Observatório das desigualdades, **Boletim nº 8**. Abril de 2020.
- GARRUCHO, M. E. G.; CABRERA, L. C.; CALDARELLI, C. E. Pobreza feminina no Brasil: os domicílios pobres chefiados por mulheres. **Orbis Latina**, v. 11, n. 1, p. 142-159, 2021.
- GONÇALVES, S. L. **Vulnerabilidade das famílias à pobreza: uma análise empírica para seis regiões metropolitanas (2002 a 2011)**. Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES), v. 01, 226 p., 2015.
- HIRATA, H.; KERGOAT, D. Novas configurações da divisão sexual do trabalho. **Cadernos de Pesquisa**. v. 37, n. 13, p. 595-609, 2007.
- IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Síntese de indicadores sociais** – Uma análise das condições de vida da população brasileira 2020. (Estudos e Pesquisas. Informação Demográfica e Socioeconômica, n. 43. Rio de Janeiro: IBGE, 2020.

- IMF – INTERNATIONAL MONETARY FUND. **Gender and economics**. Disponível em: <https://www.imf.org/external/themes/gender/index.htm>. Acesso em: 16 de mar. 2022.
- JARDIM, S. C. **Efeitos da pandemia da COVID-19 sobre a discriminação de rendimentos por gênero no mercado de trabalho brasileiro**. Viçosa: UFV, 2021.
- KERGOAT, D. Divisão sexual do trabalho e relações sociais de sexo. **Trabalho e cidadania ativa para as mulheres: desafios para as Políticas Públicas**, p. 55-63, 2003.
- LIMA, T. M. G; CARVALHO, A. R.; GONÇALVES, S. L. Determinantes da duração da pobreza feminina no Brasil entre 2012 e 2019. *In: 49º ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA (ANPEC)*, 2021, formato online. **Anais...** ANPEC. 2021.
- NOVELLINO, M. S. F. Os estudos sobre feminização da pobreza e políticas públicas para mulheres. *In: XIV ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS*, 2004. **Anais...** Caxambu. 2004. Disponível em: <http://www.abep.org.br/publicacoes/index.php/%20anais/article/viewFile/1304/1268>. Acesso em: 12 jun. 2021.
- OLIVEIRA, N. S. M. N. **Pobreza das mulheres chefes de família da Região Nordeste do Brasil: uma análise multidimensional**. Toledo: UNIOESTE, 2018. Disponível em: https://tede.unioeste.br/bitstream/tede/3949/2/Nadja_Oliveira_2018.pdf. Acessado em: 03 mar. de 2024.
- PEARCE, D. The feminization of poverty: women, work and welfare. **Urban and Social Change Review**, Washington, v. 11, p. 28-36, 1978.
- PRESSMAN, S. Feminist Explanations for the Feminization of Poverty. **Journal of Economic Issues**, v. 37, n. 2, p. 353-361, 2003.
- RIBAS, R. P.; MACHADO, A. F. ; GOLGHER, A. B. Flutuações e Persistência na Pobreza: Uma Análise de Decomposição Transitória-Crônica para o Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 41, p. 287-336, 2011.
- SEN, A. K. Poverty in the human development perspective: concept and measurement. **Human Development Report**, p. 15-23, 1997.
- SILVA, M. M. C.; SHINKODA M. The gender gap and COVID-19 pandemic: an analysis for net Brazilian formal jobs destruction. **Economia**, v. 22, p. 225-238, 2021.
- SILVA, M. R.; OSTERNE, M. S. F. Mulher, sinônimo de pobreza? **Caderno Espaço Feminino (Online)**, v. 25, p. 153-175, 2012.
- SOUZA, V.; PENTEADO, C.; NASCIMENTO, R.; RAIHER, A. P. A feminização da pobreza no Brasil e seus determinantes. **Informe GEPEC**, v. 24, n. 1, p. 53-72, 2020.
- TAVARES, M. R. G.; COSTA, L.V.; ALMEIDA, A. C. Uma análise sobre as desigualdades raciais e de gênero no mercado de trabalho durante a pandemia de COVID-19. **Estudos Econômicos (São Paulo)**, v. 53, p. 691-725, 2023.
- UNITED NATIONS. **Policy Brief: The Impact of COVID-19 on Women**. 2020. Disponível em: <https://www.unwomen.org/en/digital-library/publications/2020/04/policy-brief-the-impact-of-covid-19-on-women>. Acesso em: 20 ago. 2021.
- VEGA, A. P. Pobreza feminina desvendando suas raízes. **Revista tempo, espaço e linguagem**, v. 10, p. 177-200, 2019.

THE RELATIONSHIP BETWEEN CULTURAL CAPITAL, ECONOMIC CAPITAL, AND SOCIAL CAPITAL AND THE ATTENDANCE TO CULTURAL EVENTS: AN ANALYSIS THROUGH ORDINAL LOGISTIC REGRESSIONS

A relação entre capital cultural, capital econômico e capital social e a frequência a eventos culturais: uma análise por meio de regressões logísticas ordinais

Marco Aurélio Xavier Pinto

Economista. Mestre em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Ouro Preto. Alameda dos Alfêres, 455, Paragem do Tripuí, Distrito de Amarantina, Ouro Preto, Minas Gerais, Brasil. 35.400.000. E-mail: marcoufv@gmail.com.

Francisca Diana Ferreira Viana

Economista. Doutora em Economia pela Universidade Federal de Minas Gerais. É professora associada II do Departamento de Engenharia de Produção da Universidade Federal de Ouro Preto (UFOP). Rua João Pedro da Silva, 144, Bauxita, Ouro Preto, MG, 35.400-000. E-mail: fviana@ufop.edu.br.

Ivair Ramos Silva

Estatístico. Pós-doutorado em Estatística pela Harvard Medical School. É professor do Departamento de Estatística da Universidade Federal de Ouro Preto (UFOP). Alameda dos Inconfidentes, 419, Paragem do Tribuí. Distrito de Amarantina, Ouro Preto, Minas Gerais, Brasil. 35.400.000. E-mail: ivair@ufop.edu.br.

Resumo: o objetivo deste artigo é analisar a relação entre a participação em eventos culturais e o capital cultural, econômico e social de estudantes de ensino técnico e profissionalizante da cidade de Ouro Preto (MG), tendo como referência teórica a sociologia de Pierre Bourdieu. Para a execução desse objetivo, foram aplicados questionários nas escolas profissionais. Procuramos investigar indicadores dessas capitais atribuídos aos respondentes por meio de análise estatística descritiva e regressões logísticas ordinais. Foi encontrada uma relação positiva entre a participação em centros culturais e o capital cultural de uma pessoa, capital cultural herdado e capital econômico. Além desses fatores, o aspecto social sugere que a participação em eventos culturais não está necessariamente ligada a fatores individuais ou familiares. O estudo apresentado pretende contribuir para ampliar o debate sobre o acesso do público a eventos gratuitos na cidade.

Palavras-chave: Ouro Preto; Capital cultural; Capital social; Capital econômico; Regressão logística ordinal.

Abstract: the aim of this paper is to analyze the relationship between attendance at cultural events and cultural, economic, and social capital of vocational technical education students of Ouro Preto city (Minas Gerais, Brazil) having as theoretical reference the sociology of Pierre Bourdieu. For the execution of this purpose, questionnaires were applied in vocational schools. We sought to investigate indicators of these capitals attributed to respondents through descriptive statistical analysis and ordinal logistic regressions. A positive relationship was found between attendance at cultural centers and a person's cultural capital, inherited cultural capital, and economic capital. In addition to these factors, the social aspect suggests that attendance at cultural events is not necessarily tied to individual or family factors. The study presented intends to contribute to broaden the debate on public access to free events in the city.

Keywords: Ouro Preto; Cultural capital; Capital social; Capital econômica; Ordinal logistic regression.

1 INTRODUCTION

In the 80s, the city of Ouro Preto, located in Minas Gerais, was classified by UNESCO as a cultural heritage of humanity. This fact has increased the interest of tourists from Brazil and from all over the world to meet the historical and cultural attractions of the city. It consequently brought a possibility of generating employment and income for the local population. However, it also opened space to discuss how this local population identified itself as simultaneously belonging, as well as wonderers of the cultural capital located there.

It is a fact that education is closely linked to the valorization of culture. However, the way in which education is reflected in cultural valorization also depends on the family environment. In a country with deep social inequalities, such as Brazil, there will still be a difference in the participation and absorption of citizens in the cultural capital existing in a place. Even though the residents are neighbors, their own and inherited social symbolism differs. Yet even if people interact in the same social environment, the differences that provide opportunities for the cultural evolution of individuals are many.

Assessing the unequal access to what is called cultural capital and social capital in the city of Ouro Preto (a mining city and cultural heritage of humanity) is what justifies this research. Taking as a theoretical approach the concepts of social capital and cultural capital proposed by Bourdieu (2008), Bourdieu (2012) and Bourdieu (2014), this work aims to provide an analysis of the frequency of use of cultural offers (theaters, cinemas, libraries, cultural centers, museums, and shows) by students from colleges of vocational and technical schools in Ouro Preto.

The question that arises in this paper is: Given the historical and cultural infrastructure that characterizes the city of Ouro Preto for the world (and which can be accessed predominantly free of charge by the local population), how do the students of vocational technical education from Ouro Preto realize their identity in this infrastructure and how does the relationship between them and the infrastructure enhance local development?

Field research was carried out in 2018 and 2019 to collect data from the population/sample under study, students of technical and vocational education in Ouro Preto, and 248 observations were obtained. The choice of this audience was made because it is believed that students in technical and vocational education understand the scientific and technological principles that underlie the organization of modern production.

2 PIERRE BOUDIEU AS THEORETICAL BACKGROUND

In his various surveys and quantitative studies, Pierre Bourdieu identified a high statistical correlation between student achievement in school and social background, the more socially disadvantaged (whether in income, parenting, parenting and grandparent education) a person is, the lower the school performance tends to be. Pierre Bourdieu and Jean-Claud Passeron, in work “*The Inheritors*,” dated 1964, point out that among all the differentiating factors, the social origin of students would undoubtedly be the one whose influence is most strongly exerted on the student environment, more strongly in any case than age and sex and, above all, more than other visibly perceived factors, such as religious attachment.

In his book, *The Distinction: Social Critique of Judgment of Taste*, Bourdieu (2008), seeks to establish that cultural practices, coupled with preferences in matters such as music, art, education, theater, sport, cooking, and architecture, among others, are connected to a person’s level of education, subject to the overall volume of accumulated capital, that is, a form of “cultural competence” measured by years of schooling or school certificates, and secondarily, to family inheritance. Still, the most favored students do not owe their cultural competence only to their background, habits,

training, and attitudes applicable directly to their schoolwork; they inherit knowledge and know-how, tastes and a “good taste” whose school profitability, being indirect, is even more certain.

This heritage of know-how brings with it advantages that are invested in the school education system. Therefore, the school content imposed on students, as well as their assessment methods practiced by educational institutions are based on a “legitimate” culture. This knowledge is constituted by the socially valued symbolic products that emanate from the dominant groups, groups in the position of prominence, either by income or by the rise in social classes, which therefore exert an action of violence symbolic about dominated groups (Bourdieu, 2008).

Thus, according to the analyses by Bourdieu and Passeron (2014), in *Les Héritiers* students of more socially favored origin are those who benefit most from school culture because they know how to play the rules of the game. However, the degree of adherence to the intellectual game and the values it engages are not independent of social origin.

The notion of family heritage or cultural heritage offers tools for analyzing the intergenerational transmission of culture. Explicitly presented in Bourdieu and Passeron (2014) this notion of cultural heritage has shown that social reproduction in contemporary societies does not only depend on the transmission of material goods from one generation to another but is also dependent on generational transmission of cultural heritage. Together, by accepting the school as the entity responsible for defining the higher or lower value of the different assets transmitted by families, the contribution made by the State to social reproduction is evident (CATANI, et al. 2017).

3 METHODOLOGICAL ASPECTS

3.1 Data Collection and Processing

In order to evaluate the frequency of use of cultural offers (theaters, cinemas, libraries, cultural centers, museums and concerts) by students of the last year of vocational and technical schools in the city of Ouro Preto, a questionnaire with 39 questions, being 38 closed and a discussion question was administered (see Appendix 1). This questionnaire included data regarding socio-economic and educational identification, use of cultural goods and services, access to cultural events, perception and satisfaction with the services and cultural goods offered, musical tastes and preferences, and preferences for school subjects.

Initially, contact was made with all seven schools offering technical and vocational courses in Ouro Preto in order to obtain authorization for the research, clarifying with the responsible authorities the nature and the way of conducting the research. Participating institutions were: Dom Pedro II State School (Technical Course in Administration); Inconfidente Technical College Álvares Maciel (private school of technical education); Superar Centro Profissionalizante (Vocational Private School); Ouro Preto Art Foundation (FAOP – State School of Technical Education in Conservation and Restoration of Cultural Goods).

Having as a subject of study the students of technical and vocational education in Ouro Preto is justified because this is a stratum of the population whose interaction with society provides elements to discuss and understand the science that moves the productive processes and the social relations generated with the system productive. It is believed that students in technical and vocational education more easily understand the scientific and technological principles that underlie the organization of modern production. The sample size was obtained based on the population mean estimate, resulting in 248 observations.

It is noteworthy that those responsible for the institutions in which the questionnaires were given signed an authorization form consenting to the research being conducted. In addition, the research participants were asked to read and sign the Informed Consent Form. The objectives of the

study and the possible damages that could occur could be explained orally. In the case of underage volunteers, they were asked to sign the Consent Form for the Underage Participant together with the main consent form signed by their parents or guardians.

It is also noteworthy that this study is part of the minimum risk research modality, according to Resolution No. 196/96 of the National Health Council, concerning research on human beings, and was approved by the Research Ethics Committee of the University Federal of Ouro Preto (UFOP) under protocol number CAAE: 03213818.8.0000.5150.

Based on the research that served as the basis for writing the book *The Distinction* of Pierre Bourdieu (2008), we sought to collect information necessary for the construction of the system of explanatory principles of consumption and cultural practices, volume of family and individual financial resources directed culture (family income and values spent on cultural events) and inherited social and cultural capital (parental profession and education). To obtain data on the cultural heritage of the respondents, the incorporated capital was prioritized (through the level of school education, cultural arts courses in which they participated, and reading habits). As for reading books, the quality of the authors read was ignored.

Quantitative data were coded, entered, and processed using the RStudio Desktop 1.1.456 statistical software. Frequency distribution was performed, along with a univariate analysis, where it was possible to examine the answers to each question, and a bivariate analysis, which aimed to determine the relationship between the answer to a question (for example, the frequency in cultural spaces) and the answer to another question (such as family income or kinship with people involved in art). This analysis is called cross tabulation.

Finally, ordered logistic regression was used, which consists of analyzing a set of questions (variables) globally. This method summarizes the social, economic, and cultural data regarding residents' attendance at public cultural spaces.

The dependent variables used in the econometric analyses included the frequency of going to cultural places (cinema, theater, museum, libraries, cultural centers, and musical shows). The characteristic elements of respondents' economic, social, and cultural capital were used as explanatory variables. Table 1 contains the variable names, description, and type.

Table 1 – Variables employed in econometric analysis

Dependent Variables		
Variables	Description	type
Theaters		ordered
Library		ordered
Movies		ordered
Museums	frequency in cultural areas in Ouro Preto city	ordered
Centers		ordered
Shows		ordered
variable characteristics of cultural capital		
school_organizes	school organizes tours	binomial
books	book reading in last 3 months	number
q18	participation in workshops offered by UFOP	binomial
q29	father school	number
q31	mother school	number
course none	participation in free art courses	binomial
economic capital characteristics		
participate	participation in more events if public transport during	binomial
R\$ spent	money spent in events	number
income	displacement method to events	number

Dependent Variables		
Variables	Description	type
shift_onibus	displacement method to events	binomial
shift_car	displacement method to events	binomial
shift_foot	displacement method to events	binomial
shift_taxi	displacement method to events	binomial
shift_ride	displacement method to events	binomial
shift_other	displacement method to events	binomial
variable characteristics of social capital		
q36		binomial
q30		number
q32		number
relatives	with who goes to events	binomial
school friends		binomial
alone		binomial
boyfriend/girlfriend		binomial
others		binomial
q16	it happens grateful events for residents	binomial
q17	you help in the elaboration of events	binomial
q19	you avoid places where there are tourists	binomial
q20	you avoid places where there are UFOP students	binomial
q22	the city publicizes the events in your neighborhood or at your school	binomial
q23	the UFOP publishes events in your neighborhood or school	binomial
q24	there are many leisure options for residents	binomial
q25	you feel "out of place" in the city because of the tourists	binomial

Source: Own elaboration from the results of the application of the questionnaires, (2019). Base: Sample Total (248)

As for the tabulation of the variables education and profession of the parents, the same ordination of the INEP (National Institute of Educational Studies and Research Anísio Teixeira) was used when filling the form for enrollment in the ENEM (National High School Exam). For the variables of family income and real expenses spent on events, the same arrangement elaborated by the survey “Living in São Paulo: Culture” of Rede Nossa São Paulo in partnership with the Brazilian Institute of Public Opinion and Statistics was used.

Two approaches were examined to test the fit of ordinal logistic regression models: the Lipsitz test and the Pulkstenis-Robinson (PR) tests. The properties of these tests were previously investigated for the proportional odds model. The results of the residue analyses to verify the assumptions about the residuals and the overall suitability of the final model were: Lipsitz test (LR statistic = 7.6506, df = 9, p-value = 0.5697) and Pulkstenis-Robinson deviance test (Deviance-squared). = 26.395, df = 19, p-value = 0.1196). Tests provide an indication of model validity when p-values are too far from model rejection. The p-values of both tests are high, so the final model is far from being rejected.

3.2 Ordered Logistic Regression

When the response variable has only two value possibilities (0/1, no / yes, male / female, etc.), binary logistic regression is generally used to test the association model between the response variable and a potential number of explanatory variables with each estimated odds ratio (OR) association. Multinomial logistic regression is an extension of this approach in situations where the response variable may assume more levels of classification, where it may be categorized, and where it has more than two possible values. Orderly logistic regression is a special case of mul-

tinomial regression, obtaining more advantages when analyzing each ordered response, as in the case of this study.

In Greene (2012), the ordered logistic regression model is constructed starting the same way as in a multinomial logit model:

$$y^* = x'\beta + \varepsilon \quad (1)$$

Where, y^* is not observed. What we observe is

$$y = 0 \text{ if } y^* \leq 0 \quad (2)$$

$$y = 1 \text{ if } 0 \leq y^* \leq \mu_1 \quad (3)$$

$$y = 2 \text{ if } \mu_1 \leq y^* \leq \mu_2 \quad (4)$$

⋮

$$y = J \text{ if } \mu_{J-1} \leq y^* \leq \mu_J \quad (5)$$

The μ 's are unknown parameters to be estimated with β . We assume that ε has normal distribution between the observations. According to Greene (2012), the logistic distribution could be used just as easily, but the normal distribution will be used purely for convenience, since both distributions give similar results in practice. Thus, the odds are as follows:

$$Prob(y = 0|x) = \varphi(-x'\beta) \quad (6)$$

$$Prob(y = 1|x) = \varphi(\mu_1 - x'\beta) - \varphi(-x'\beta) \quad (7)$$

$$Prob(y = 2|x) = \varphi(\mu_2 - x'\beta) - \varphi(\mu_1 - x'\beta) \quad (8)$$

⋮

$$Prob(y = J|x) = 1 - \varphi(\mu_{J-1} - x'\beta) \quad (9)$$

For all probabilities to take positive values, we must have:

$$0 < \mu_1 < \mu_2 < \dots < \mu_{J-1}$$

The Φ function is a notation used for the standard normal distribution. As with other logistic regression models, the marginal effects of regressors on probabilities are not equal to coefficients. However, the parameter signal can be interpreted as an increase (or not) of the ordered variable. If β_j is positive, then an increase in x_{ij} necessarily decreases its probability of being in the lowest category ($y_i = 1$) and increases the probability of being in the highest category (Cameron and Trivedi cited by Bortoli, 2016).

Also, according to Greene (2012), the marginal effects of the variables can be obtained as follows: suppose there are three categories, the model thus has only one unknown limit parameter. The three probabilities are:

$$Prob(y = 0|x) = 1 - \varphi(x'\beta) \quad (10)$$

$$Prob(y = 1|x) = \varphi(\mu - x'\beta) - \varphi(-x'\beta) \quad (11)$$

$$Prob(y = 2|x) = 1 - \varphi(\mu - x'\beta) \quad (12)$$

For the three probabilities above, the marginal effects of change on regressors are:

$$\frac{\partial Prob(y = 0|x)}{\partial x} = -\varphi(x'\beta)\beta \quad (13)$$

$$\frac{\partial Prob(y = 1|x)}{\partial x} = [\varphi(-x'\beta) - \varphi(\mu - x'\beta)]\beta \quad (14)$$

$$\frac{\partial Prob(y = 2|x)}{\partial x} = \varphi(\mu - x'\beta)\beta \quad (15)$$

Since the model does not have a linear relationship between the variables, the coefficients obtained with the ordered logistic regression model should not be interpreted as a direct increase on the probability. For the authors Greene and Cameron cited by Bortoli (2016) the signs of the coefficients are unambiguous, but care must be taken in the interpretation and should be interpreted considering their marginal effects.

4 RESULTS AND DISCUSSIONS

4.1 Sample General Profile

When analyzing the sample data, it was observed that going to concerts is the most frequented cultural activity, with 76% of affirmative answers, followed by cultural centers and museums, with 52%, and in third place was going to the cinema (50%).

Regarding the elements considered very important (or extremely important) that would lead people to attend these free cultural activities offered in the municipality, the answer for 91% of respondents was the security that these events offer, followed by the quality of the events (89%) and the structure and organization (88%). At a lower level is the price charged, with 78% of responses. The factor of least influence for people to attend cultural events is the proximity to home, with 31%.

The survey also asked about the main means of getting people to go to free public events held in the city. The result showed that the main means of transport is the bus (50%), followed by car, with 36% adherence among the participants, and not far behind, the population who travel by foot (33%).

Regarding the reading habits of the students interviewed, 27.5% said they had read at least one entire book in the last three months and 25.5% said they had read parts of a book during the same period. However, 47% said they had not read any books in the last three months.

And regarding the main information channels of cultural events in Ouro Preto, the internet stands out. Facebook is used by 63% of residents as a way to stay informed. Browsing web pages is second with 58%, and WhatsApp next with 53%.

The survey also addressed the interviewees' favorite music style. Music preference is higher for country style (60%), followed by samba/pagode (54%), and Brazilian popular music (46%). Among those who attend musical shows, the preference for country music is 47%, for those who attend cultural centers, the taste for country music is 27% of the sample. Among movie buffs and museum goers, this musical taste represents 25%, for those who go to libraries and theaters, only 18% prefer this style of music.

As a complementary variable, participants were asked about their preferred school subjects. The discipline of history stood out, ranking second. Arts education ranked in the top five out of sixteen possible choices. Music education was in seventh place, and theatrical courses in fourteenth place among the favorite subjects. It is interesting to observe in tables 2,3,4,5 and 6 are the answers (in percentage) of questions related to the general characteristics of the sample, social capital, economic capital and cultural capital. In table 7 are the descriptions of the professions, as well as the level of education of the parents, divided by groups.

Table 2 – General characteristics (%)

General Characteristics													
Sex		Age					Religion			Ethnicity			
Male	Famale	15-24	24-34	25-44	45-54	55+	Catholic	protestant	Others	White	Black	Pardo	Others
35,0	65,0	46,9	31,4	11,3	6,7	3,3	74,3	8,2	17,6	22,4	26,5	49,0	2,0

Source: Own elaboration based on the results (2019). Base: Total sample (248)

Table 3 – Characteristics of social capital (%)

Characteristics of Social Capital								
Do you have any		What is your		What is your		Who are you		
artist relatives?		father's profession?		mother's profession?		going to events with?		
Yes	33,7	1	2,0	1	0,4	Relatives	36,7	
No	66,3	2	9,3	2	55,0	School friends	25,0	
		3	31,9	3	7,0	Neighborhood friends	34,3	
		4	20,6	4	16,5	Alone	8,9	
		5	4,4	5	3,7	Boyfriend/girlfriend	16,1	
		6	31,9	6	17,4	Others	12,1	

Source: Own elaboration based on the results (2019). Base: Total sample (248).

Table 4 – Characteristics of social capital (%)

Characteristics of Social Capital		
	Yes	No
Do free events happen for residents?	63,0	37,0
Do you give a suggestion for the event?	3,6	96,4
Do you avoid places where there are tourists?	20,8	79,2
Do you avoid places where there are UFOP students?	14,2	85,8
Does the mayor publicize events in your neighborhood / school?	22,4	77,6
Does UFOP advertise events in your neighborhood / school?	20,8	79,2
Does Ouro Preto offer many leisure options?	21,3	78,7
Do you feel part of the municipality in which you live?	31,7	68,3

Source: Own elaboration based on the results (2019). Base: Total sample (248).

Table 5 – Characteristics of economic capital (%)

Characteristics of economic capital							
Would you participate in more events if there were more public transport?		money spent on events		family income		what kind of transport do you use to go to cultural events?	
Yes	79,4	Between R\$ 5 and R\$20	20,9	Up to R\$ 954,00	8,4	Bus	49,6
No	20,6	Between R\$ 21 and R\$ 35	22,6	From R\$ 954 to \$1908,01	38,9	Car	35,9
		Between R\$36 and R\$50	23,9	From R\$1908,01 to R\$ 4770	25,5	On foot	33,1
		Between R\$ 51 and R\$70	11,5	Above R\$ 4770, 01	8,4	Taxi	12,5
		Between R\$71 and R\$ 100	16,7	I do not know	18,8	Ride	10,1
		More than R\$ 100	4,3			Others	3,6

Source: Own elaboration based on the results (2019). Base: Total sample (248).

Table 6 – Characteristics of cultural capital (%)

Characteristics of cultural capital											
Does your school organize excursions?		Have you read books in the past three months?		Did you attend courses offered by UFOP?		Father's education		Mother's education		Do you attend or attended art courses?	
Yes	51,1	Yes, the whole book	27,5	Yes	32,4	1	3,2	1	2,4	Yes	38,6
No	48,9	Yes, some chapters	25,5	No	67,6	2	33,0	2	31,9	No	61,4
		No	47,0			3	7,7	3	12,9		
						4	30,6	4	29,0		
						5	12,1	5	12,9		
						6	13,3	6	10,9		

Source: Own elaboration based on the results (2019). Base: Total sample (248).

Table 7 – Parents' professions and education divided into groups

Profession	Schooling
1 Group 1: Farmer, farmer without employees, boia fria, breeder, beekeeper, fisherman, lumberjack, rubber tapper, extractivist.	1 Never studied
2 Group 2: Diarist, housekeeper, elderly caregiver, babysitter, cook (in homestay), private chauffeur, gardener, business and building cleaner, watchman, stocker, doorman, postman, office-boy, salesman, cashier, shop attendant, administrative assistant, receptionist, bricklayer, commodity.	2 Functional Education I
3 Group 3: Baker, industrial or restaurant cook, shoemaker, couturier, jeweler, lathe operator, machine operator, sodador, factory worker, mining worker, bricklayer, painter, electrician, plumber, driver, truck driver, taxi driver.	3 Functional Education II
4 Group 4: Teacher (elementary or high school, languages, arts, music, etc.), technician (nursing, accounting, electronics, etc.), police officer, low-ranking military (soldier, corporal, sergeant), real estate, supervisor, manager, master builder, pastor, micro entrepreneur (business owner with less than 10 employees), small trader, small landowner, self-employed, or self employed.	4 High school

Profession		Schooling	
5	Group 5: Middle, engineer, dentist, psychologist, economist, lawyer, judge, prosecutor, defender, delegate, lieutenant, captain colonel, university professor, director in a public or private company, politician, owner of companies with more than 10 employees.	5	Superior / College
6	Don't know	6	Don't know

Source: Own elaboration based on the results (2019). Base: Total sample (248).

When respondents were asked why they did not attend cultural events, distance from their homes was given in 17.33% of the answers. Then came the fact that they disliked crowds, with 12%, and because these events were poorly organized, with 10% of the responses.

4.3 Influences of Economic, Cultural, and Social Capital Indicators on Attendance at Cultural Activities

Using the MASS statistical analysis package through the RStudio Software, ordinal logistic regressions were calculated as a way of gauging the influence of social, economic, and cultural capital indicators on the attendance of cultural events in order to predict the results, given some of these characteristics.

The model estimation results provided some interesting reflections on cultural product attendance conditions in Ouro Preto city. According to Table 8, it can be observed that there is a significant association between the father's educational level in relation to the attendance of cultural products by the interviewees. The educational level of both father and mother showed a strong statistical significance, but with a strong correlation between them. Thus, only the variable related to the father was used because it presented levels of significance in all proposed models.

Model coefficients can be a little difficult to interpret because they are scaled in terms of logs. Another way to interpret logistic regression models is to convert the coefficients (Value) to odds ratios (OR). To obtain the (OR), we only exponent the estimates (UCLA, 2019).

These coefficients are called proportional odds ratios and can be interpreted in the same way as the odds ratios of a binary logistic regression. For the variable "father's education," we say that being in category 5, higher education, the chances of attending theaters "(7) - twice a month" versus other combined attendance categories "(6) - one once a month; (5) - once every six months; (4) - once a year; (3) - attended only once; (2) - did not attend; (1) - does not matter; (0) - did not answer" are 11.78% higher compared to category 1, "father who never studied," since all other variables in the model are kept constant.

Similarly, the chances of attending "(7) - twice a month or (6) - once a month" versus other combined categories, "(5) - once every six months; (4) - once a year; (3) - attended only once; (2) - did not attend; (1) - does not matter; (0) - did not respond" are 11.78 times larger as all other variables in the model are kept constant.

For the economic capital indicator variable "actual expenditures on cultural events over R\$100.00," the chances of attending theaters "(7) - twice a month" versus other combined attendance categories "(6) - once a month; (5) - once every six months; (4) - once a year; (3) - attended only once; (2) - did not attend; (1) - does not matter; (0) - Not Responded" is 8.18 times higher than the "actual spending on cultural events between \$5.00 and \$20.00" category, given that all other variables in the model are kept constant. These same analyses described above can be done for the other categorical variables of the model.

Taking the indicator variable of inherited cultural capital "father's education", it is noted that people who have a father with a higher education level have greater chances (OR) of participating in cultural activities. In the same way, we observed in the variable indicator of economic capital

“real expenses” when compared to the less frequent cultural activity of our “theater” in relation to other cultural activities, that the higher the economic power, the greater the chance (OR) of attending theaters in Ouro Preto.

When compared to the odds (OR) of participating in the researched cultural activities, students of the Technical Course on Conservation and Restoration of Cultural Goods, taught at the Ouro Preto Arts Foundation (FAOP), increase in practically all activities. Because it is in a higher category of library attendance, this chance is 6.1 times higher for FAOP students compared to students at the Ouro Preto vocational courses. This is similar to museum goers, where the chance of participating more often in this activity increases by 5.66 times compared to students in vocational courses.

Table 8 – Parameter estimates of the 6 proposed models

PARAMETER	THEATERS				LIBRARIES				CINEMAS				MUSEUMS				CULTURAL CENTERS				CONCERTS				
	Value	Std..Error	p.value	OR	Value	Std..Error	p.value	OR	Value	Std..Error	p.value	OR	Value	Std..Error	p.value	OR	Value	Std..Error	p.value	OR	Value	Std..Error	p.value	OR	
Economic capital indicators	Money spent (21,00 - 35,00)	1.132	0.507	0.0257	3.10	0.404	0.470	0.3908	1.50	-0.019	0.514	0.9700	0.98	0.534	0.513	0.2977	1.71	1.005	0.478	0.0355	2.73	0.765	0.473	0.1060	2.15
	Money spent (36,00 - 50,00)	0.811	0.551	0.1412	2.25	-0.035	0.549	0.9492	0.97	0.704	0.539	0.1918	2.02	0.658	0.560	0.2398	1.93	0.163	0.515	0.7513	1.18	0.056	0.524	0.9143	1.06
	Money spent (51,00 - 70,00)	0.496	0.570	0.3845	1.64	-1.251	0.596	0.0357	0.29	-0.484	0.549	0.3784	0.62	0.026	0.557	0.9630	1.03	-0.497	0.541	0.3580	0.61	0.729	0.552	0.1870	2.07
	Money spent (71,00 - 100,00)	0.544	0.555	0.3268	1.72	-0.542	0.586	0.3550	0.58	-0.633	0.521	0.2247	0.53	0.795	0.541	0.1416	2.21	0.305	0.516	0.5544	1.36	0.775	0.527	0.1415	2.17
	Money spent (>100,00)	2.101	0.936	0.0248	8.18	-0.058	1.008	0.9540	0.94	-0.391	0.941	0.6779	0.68	0.691	0.885	0.4351	2.00	1.148	0.887	0.1956	3.15	-1.126	0.922	0.2222	0.32
	Participate more if there was public transport	0.893	0.425	0.0354	2.44	0.326	0.416	0.4330	1.39	0.199	0.407	0.6253	1.22	0.309	0.410	0.4520	1.36	1.150	0.426	0.0069	3.16	0.663	0.411	0.1063	1.94
Indicators of own and inherited cultural capital	Book (some chapters)	-1.362	0.434	0.0017	0.26	-1.006	0.425	0.0180	0.37	-0.475	0.413	0.2502	0.62	-0.919	0.420	0.0286	0.40	-1.249	0.413	0.0025	0.29	-0.595	0.395	0.1321	0.55
	Book (not read)	-1.352	0.410	0.0010	0.26	-1.651	0.421	0.0001	0.19	-0.615	0.399	0.1233	0.54	-1.330	0.389	0.0006	0.26	-1.488	0.401	0.0002	0.23	-0.117	0.393	0.7662	0.89
	Mini courses by the university	0.878	0.362	0.0153	2.41	0.323	0.347	0.3512	1.38	0.772	0.349	0.0269	2.16	0.322	0.331	0.3317	1.38	0.721	0.351	0.0396	2.06	0.106	0.345	0.7593	1.11
	Technical courses (miscellaneous)	0.476	0.556	0.3922	1.61	0.434	0.551	0.4310	1.54	-0.826	0.497	0.0965	0.44	-0.176	0.493	0.7204	0.84	-0.003	0.509	0.9957	1.00	1.343	0.543	0.0135	3.83
	Technical course (administration)	0.420	0.581	0.4701	1.52	0.178	0.596	0.7656	1.19	-0.523	0.560	0.3503	0.59	0.086	0.537	0.8722	1.09	0.345	0.554	0.5333	1.41	1.078	0.579	0.0626	2.94
	Technical courses (arts)	1.240	0.574	0.0309	3.45	1.809	0.558	0.0012	6.10	-0.118	0.553	0.8306	0.89	1.733	0.563	0.0021	5.66	1.011	0.540	0.0611	2.75	1.404	0.556	0.0115	4.07
	Father's schooling (elementary school)	1.584	0.989	0.1091	4.88	1.229	0.823	0.1355	3.42	1.700	0.853	0.0463	5.47	1.729	0.789	0.0284	5.64	0.678	0.803	0.3986	1.97	1.183	0.863	0.1707	3.26
	Father's schooling (middle school)	1.289	1.182	0.2753	3.63	1.409	1.032	0.1721	4.09	1.585	1.032	0.1246	4.88	1.435	0.962	0.1357	4.20	0.023	0.989	0.9811	1.02	1.199	1.033	0.2459	3.32
	Father's schooling (high school)	1.359	0.972	0.1618	3.89	0.886	0.797	0.2662	2.43	1.274	0.839	0.1289	3.58	1.689	0.785	0.0314	5.41	0.534	0.784	0.4954	1.71	1.538	0.840	0.0669	4.66
Father's schooling (higher education)	2.467	1.063	0.0204	11.78	1.800	0.896	0.0446	6.05	1.826	0.937	0.0515	6.21	2.520	0.884	0.0044	12.42	1.874	0.869	0.0312	6.51	2.611	0.943	0.0056	13.61	
Social capital indicators	Disclosure of events by the university	0.076	0.413	0.8545	1.08	1.103	0.411	0.0073	3.01	0.342	0.405	0.3993	1.41	0.498	0.401	0.2147	1.65	1.433	0.412	0.0005	4.19	0.276	0.406	0.4966	1.32
	Participate in the preparation of events	0.477	0.674	0.4795	1.61	-0.677	0.630	0.2829	0.51	0.281	0.633	0.6568	1.33	-0.738	0.800	0.3566	0.48	-0.892	0.661	0.1774	0.41	-0.524	0.643	0.4148	0.59
	Events for residents	-0.295	0.366	0.4208	0.74	0.171	0.366	0.6409	1.19	-0.178	0.345	0.6062	0.84	-0.323	0.344	0.3477	0.72	0.139	0.350	0.6904	1.15	-0.082	0.351	0.8161	0.92
	Tourists bother you	0.234	0.357	0.5121	1.26	0.120	0.358	0.7363	1.13	-0.526	0.353	0.1358	0.59	0.241	0.355	0.4969	1.27	0.040	0.342	0.9058	1.04	0.587	0.350	0.0938	1.80
The city offers leisure to residents	-0.145	0.418	0.7285	0.86	-0.973	0.414	0.0186	0.38	-0.400	0.414	0.3343	0.67	1.361	0.406	0.0008	3.90	0.444	0.420	0.2901	1.56	0.362	0.419	0.3878	1.44	
General	Gender (male)	0.712	0.366	0.0520	2.04	0.497	0.358	0.1651	1.64	-0.029	0.349	0.9349	0.97	0.954	0.355	0.0072	2.60	0.926	0.360	0.0101	2.52	1.273	0.373	0.0006	3.57
Intercepts	0 1	-0.893	1.186	0.4514		-2.983	1.101	0.0067		-3.019	1.115	0.0068		-0.959	1.095	0.3809		-1.040	1.036	0.3153		0.721	1.017	0.4783	
	1 2	0.508	1.150	0.6585		-2.129	1.039	0.0405		-2.155	1.066	0.0432		-0.274	1.070	0.7982		-0.720	1.022	0.4810		1.538	1.007	0.1268	
	2 3	2.873	1.165	0.0137		0.863	1.027	0.4006		-0.339	1.042	0.7452		1.175	1.057	0.2661		1.435	0.999	0.1509		2.119	1.019	0.0375	
	3 4	3.256	1.168	0.0053		1.409	1.035	0.1732		0.356	1.041	0.7322		2.254	1.064	0.0340		1.801	1.002	0.0722		2.321	1.022	0.0231	
	4 5	4.438	1.188	0.0002		2.363	1.044	0.0236		1.645	1.048	0.1165		3.663	1.088	0.0008		2.828	1.024	0.0057		3.587	1.050	0.0006	
	5 6	6.749	1.266	0.0000		2.750	1.046	0.0086		3.215	1.070	0.0027		4.724	1.109	0.0000		3.952	1.056	0.0002		5.088	1.080	0.0000	
	6 7	8.252	1.409	0.0000		3.384	1.049	0.0013		4.800	1.156	0.0000		5.705	1.137	0.0000		5.318	1.093	0.0000		6.374	1.110	0.0000	
	7 8					3.934	1.053	0.0002		5.513	1.257	0.0000	*	6.613	1.174	0.0000		6.290	1.132	0.0000		7.122	1.142	0.0000	
	8 9					4.683	1.072	0.0000						6.760	1.182	0.0000		6.668	1.159	0.0000		7.412	1.159	0.0000	

* Money spent in Reais

** The category of the intercept for the "cinema" model varies from 7 to 9, skipping category 8.

Source: search results (2019).

The “legitimate” culture, that linked to the privileged classes, which is legitimated through formal teaching (courses), the so called know-how and, above all, knowing how to say through various social relationships, as well as family cultural influences, which constitute the heritage of the classes cultivated provides conditions for people with greater access to income or schooling to participate and integrate cultural activities, thus, internalizing an appreciation of values, it is positively related to the attending of cultural events, assisted in the thoughts of Pierre Bourdieu.

When asked if the Federal University of Ouro Preto (UFOP) publishes cultural events in their neighborhood or school, 79.2% answered that it is not disclosed. In analyzing the regression data in Table 1, we observed that the chance (OR) of attending cultural centers increased 4.19 times among respondents who stated that UFOP discloses these cultural events to the detriment of those who responded that UFOP does not, *ceteris paribus*.

In order to verify whether there is a correlation between the variable “UFOP discloses events in your neighborhood or school” with the variables “father’s education and actual expenses on cultural events” where there could be influences of the latter two in the first, the Chi-squared Test of Independence, in which the null hypothesis of the assumption of independence should be rejected if the p-value of the following chi-square statistics is less than a given significance level α , in this case 0.05. In both analyses, the chi-square test values were greater than the significance level, not rejecting the null hypothesis that UFOP disclosure of events is independent of parents’ education and actual spending on events, with p-value of 0.1274 and 0.3673, respectively. There is therefore evidence of how significant the dissemination of cultural events organized by UFOP is.

Question 39 of the questionnaire asked respondents whether cultural events in Ouro Preto are good or bad, and why. Among all the discursive responses that attracted the most attention and which were the most intense among all students, regardless of the course in which they were enrolled, was the fact that they report that the events are not disclosed. “In general they are well structured, but lack variety and dissemination. Many events I only know on the day or after they have already occurred. There is a lack of integration with the community and with those who are not students of UFOP and/or not inserted in republics” (student of Conservation and Restoration of Cultural Goods, 28 years old). “I believe the events planned and intended for Ouro Preto city are good, but the disclosure part is flawed and so the natives do not feel ownership of the city, so many events do not have the participation of local residents” (Student of Conservation and Restoration of Cultural Goods, 30 years). “They are good, but aimed at the floating population. There is no disclosure or attraction to the Ouro Preto population. Many of the events carry an elitist and exclusionary profile” (student of Conservation and Restoration of Cultural Goods, 21 years old).

Another statistically significant variable in four of the six models presented is book reading. The odds (OR) of attending cultural events for those who have read a few chapters or for those who have not read a book in the last three months are lower than for those with a reading habit. If you go to theaters, this chance (OR) is 0.26 compared to those who read at least one entire book in the last three months prior to the survey. Reading habits are not statistically significantly correlated (p-value: 0.2694) with the father’s education, but there is a tendency that the higher the father’s level of education, the greater the number of books read in the last three months prior to the survey. When compared to the actual variable spent on cultural events, there is a statistically significant correlation (p-value: 0.0399), that the higher the reading load of books, the lower the income dependence when attending cultural events.

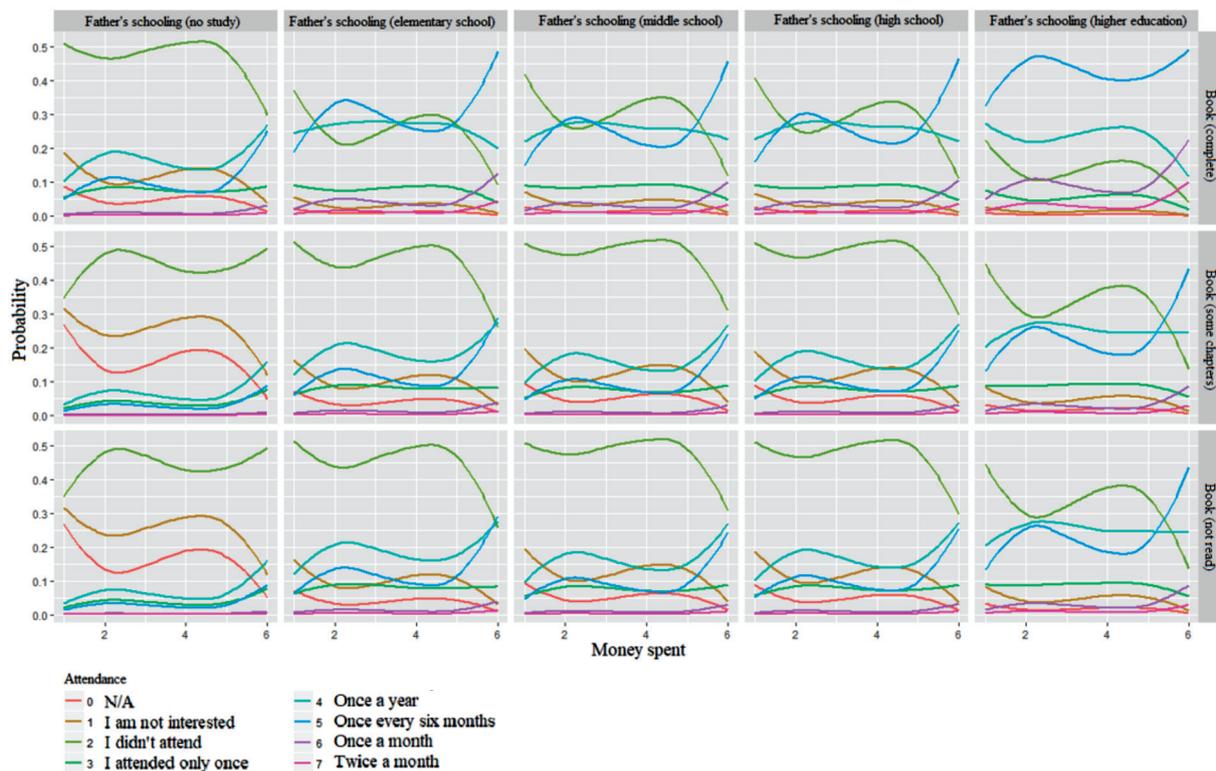
In order to better exemplify the influence of own cultural capital (reading load), inherited cultural capital (father’s education), and economic capital (actual spending on events) in attending theater, all these possible variations were combined and the probabilities calculated to be in each category of intercepts, i.e., the probability of being in each level of attendance was calculated, since the category does not know, did not respond, until attending more than once a week, Figure 1. On the right side of the Y axis, we have the variable “book”, where 1 indicates that the person

has read one or more books in the last three months, 2 indicates the reading of some chapters, and 3 not having read any books in the last three months.

For those who read one or more books, it is observed that there is a prevalence of category 2 attendance (I did not attend) only for the category in which the father never studied. Still keeping the variable book, category 1 (read one or more whole books in the last three months) constant, it is observed that the higher the father's education, the higher the theater attendance, showing a prevalence of category 5 of attendance (Once every six months) for respondents whose father has a higher education level (schooling: 5) in addition to rising according to the variable indicating economic capital, actual spending. There is also a probability of attending theaters close to 0.5 for all levels of education of the father when the variable "actual expenses: 6" is maintained, above R \$100.00, except for parents who have never studied.

Keeping the variable "book: 2" constant, we observed non-attendance at the theater (category 2) prevailing at all levels of education of the father, changing only in the category of education of the father (higher level), even so for those who have a greater economic power, who spend around \$100 or more. Similar analysis was made for the category "book: 3", for those who have not read a book at all in the previous three months.

Figure 1 – Probability of attending theaters



Source: Own elaboration based on the results, 2019.

Given these analyses, we realize the significance of these variables in order to explain the behavior toward or attendance of cultural events in Ouro Preto; in this specific analysis, we focus on theaters. Similar analyses can be made of going to cinemas, museums, libraries, cultural centers, and shows.

5 CONCLUSIONS

The present paper points to a challenge to be faced by the public and private agents involved in the development process of Ouro Preto. It appears that there is a feeling of non-belonging by the residents of the city regarding access to equipment existing in the city, which was significantly created, preserved, and maintained for international and domestic tourism, in view of its specificity as a historical-cultural tourism city.

The strengthening of this sense of belonging can have a positive multiplier effect on the other economic activities of the municipality, as it contributes to the improvement of the tourism production chain at a time when thinking about and implementing complementary and substitute activities to mining have great appeal.

However, it is necessary to emphasize that the productive specialization in commodities, which characterizes the Brazilian economy, somehow, has limited and still limits a possible strengthening of productive diversification originating from the historical-cultural segment. These segments demand investments related to education, health, infrastructure, etc. It also requires the strengthening of human capital, social capital and creative capital, as well as a Local Innovation System that facilitates a favorable environment for historical-cultural tourism.

In short, there are many challenges facing the strengthening of culture in Brazil. A broad and cooperative policy is required among all agents involved in the process of economic and human development to overcome the difficulties inherent in an unequal and economically commodity-producing society, in which, historically, the culture has a marginal place.

Regarding the implementation of the ordered logistic regression model for the comparison between the levels of attendance at cultural events in relation to the indicators of cultural, economic, and social capital, it can be concluded that the level of attendance at these cultural events is related to the accumulated volume of these capitals. The greater the accumulation of these capitals, either in inherited or incorporated form, the greater the chance of individuals attending cultural events more often in Ouro Preto.

These findings can contribute to public and private decision-making regarding the understanding of cultural events by the local community. It can also assist in setting priorities in the assertive management of resources.

REFERENCES

- BOURDIEU, P.; PASSERON, J.C. **Os herdeiros: os estudantes e a cultura**. Florianópolis: Ed. UFSC, 2014.
- BOURDIEU, P. **O poder simbólico**. 2ª ed. Rio de Janeiro: Bertrand. Brasil, 2012.
- BOURDIEU, P. **A distinção: crítica social do julgamento**. 2ª ed. Porto Alegre: Zouk, 2008.
- BORTOLI, D. de. **Teoria do prospecto, traços da personalidade, teste de reflexão cognitiva e avaliação do perfil do investidor: um estudo em finanças comportamentais**. Dissertação de mestrado. UFSC, 182p, 2016.
- CATANI, A. M.; NOGUEIRA, M. A.; HEY, A. P.; MEDEIROS, C. C. C. de. **Vocabulário Bourdieu**. 1ª edição. Belo Horizonte: Autêntica Editora, 2017.
- CUNHA, M. A. de A. O conceito “capital cultural” em Pierre Bourdieu e a herança etnográfica. **PERSPECTIVA**, Florianópolis, v. 25, n. 2, 503-524, jul./dez, 2007.
- GREENE, W. H. **Econometric Analysis**. 7. Ed. Nova York: Prentice Hall, Pearson, 2012.
- Instituto Brasileiro de Opinião Pública e Estatística. IBOPE. **Pesquisa de Opinião Pública - Viver em São Paulo: Hábitos Culturais**. São Paulo, dezembro de 2017. <https://www.nossasaopaulo.org.br/>.
- UCLA. Introduction to SAS. UCLA: Statistical Consulting Group. <https://stats.idre.ucla.edu/r/dae/ordinal-logistic-regression/>. Acesso em 04 de março de 2019.

APPENDIX A – QUESTIONNAIRE

OURO PRETO PUBLIC OPINION SURVEY: CULTURAL HABITS

Public Identification

- 1) Name of the school where you study.
- 2) Neighborhood where the school is located.
- 3) Administrative dependency: () State () Federal () Private
- 4) Course you are enrolled in: () Technical Course () Vocational Course

Participation in cultural events in Ouro Preto

5) How often do you go to some of these places in Ouro Preto:

5.a) Cinema

() More than once a week () Once a week () Twice a month () Once a month () Once every six months () Once a year () Attended only once () Didn't attend () I'm not interested () Don't know/Didn't answer

5.b) Theaters

() More than once a week () Once a week () Twice a month () Once a month () Once every six months () Once a year () Attended only once () Didn't attend () I'm not interested () Don't know / Didn't answer

5.c) Museums

() More than once a week () Once a week () Twice a month () Once a month () Once every six months () Once a year () Attended only once () Didn't attend () I'm not interested () Don't know / Didn't answer

5.d) Libraries

() More than once a week () Once a week () Twice a month () Once a month () Once every six months () Once a year () Attended only once () Didn't attend () I'm not interested () Don't know/Didn't answer

5.e) Cultural Centers

() More than once a week () Once a week () Twice a month () Once a month () Once every six months () Once a year () Attended only once () Didn't attend () I'm not interested () Don't know/Didn't answer

5.f) Shows

() More than once a week () Once a week () Twice a month () Once a month () Once every six months () Once a year () Attended only once () Didn't attend () I'm not interested () Don't know / Didn't answer

6) The city of Ouro Preto annually promotes free public events such as Carnaval, Winter Festival, Forum of Letters, CINEOP, Tudo é Jazz, among others.

Please mark the degree of importance in each item below that leads you to attend these events.

Consider the following rating scale: 1 - Not important; 2 - A very little important; 3 - A little important; 4 - Very important; 5 - Extremely important.

Proximity to Home (1-2-3-4-5) Easy Access to Events (1-2-3-4-5) Prices (1-2-3-4-5) Event Time (1-2-3-4-5) Programming Diversity (1-2-3-4-5) Security (1-2-3-4-5) Free (1-2-3-4-5) Quality (1-2-3-4-5) Use of Public Spaces (1-2-3-4-5) Structure and Organization (1-2-3-4-5) Location (1-2-3-4-5) Degree of fun (1-2-3-4-5) Interesting audience (1-2-3-4-5) () Don't Know () Don't want to answer

7) How do you move to these events?

() On foot () Ride () Bus () Car () Taxi () Other: _____

8) Would you attend more events in the city center if there was public transportation during the event period? () Yes () No

9) Does your school usually organize excursions, tours, or technical visits to museums, ecological parks, or cultural centers? () Yes () No

10) Which people usually accompany you to these events?

() Family members () School friends () Friends from the neighborhood () Alone () Boyfriend/Girlfriend () Other: _____

11) How many dollars do you usually spend on these events?

() Between R\$5.00 and R\$20.00 () Between R\$21.00 and R\$35.00 () Between R\$36.00 and R\$50.00 () Between R\$51.00 and R\$70.00 () Between R\$70.00 and R\$100.00 () Above R\$100.00

12) Why don't you attend public events in Ouro Preto city? You can tag more than one reason.

(ONLY FOR THOSE WHO DO NOT ATTEND PUBLIC EVENTS)

() I don't feel safe () I don't like crowds () I don't like the dirt in the city () It's far from home () It has no infrastructure () They are poorly organized () Programming is poor () It's a waste of public money () None of these () Other reason: _____

13) Thinking about the last 3 months, have you read any books?

() Yes, whole () Yes, some chapters () Haven't read any books in the last 3 months

Perception of cultural events

14) In which neighborhood or district do you live in Ouro Preto?

15) Since when have you lived in Ouro Preto?

() I've always lived here () for over 1 year () for over 5 years () for over 10 years () Other

16) Do free cultural events often take place for city dwellers? () Yes () No

17) Do you participate in the elaboration or give suggestions on how these cultural events should happen? () Yes () No

18) Have you ever participated in any workshop or short course offered by the University of Ouro Preto? () Yes () No

19) Do you avoid places where there are many tourists? () Yes () No

20) Do you avoid places where there are many UFOP students? () Yes () No

21) How do you hear about these events in Ouro Preto?

You can tag more than one alternative.

() Newspaper () Pamphleting () Internet () Radio () Facebook () TV () Outdoor () WhatsApp () Indication () After the event happened () Other: _____

22) Does Ouro Preto City hall publicize cultural events in your neighborhood or school? () Yes () No

23) Does the Federal University of Ouro Preto publicize cultural events in your neighborhood or school? () Yes () No

24) Does Ouro Preto offer many leisure options for residents? () Yes () No

25) Because of tourists, do you sometimes feel out of place, feeling like a stranger in your city? () Yes () No

26) What are your favorite music styles? You can tag more than one style.

() Axé () Country () Forró () Funk () MPB () Classical Music
() Electronic music () Gospel music () Rap () Rock () Samba / Pagode
() Country () Other: _____

Sociodemographic Factors

27) Sex? () Male () Female

28) How old are you? _____

29) Schooling of your father

() Never studied () Elementary school I () Elementary school II () High school () Higher
() Don't know

30) Profession of your father _____

31) Your mother's education () Never studied () Elementary school I () Elementary school II
() High school () Higher () Don't know

32) Your mother's profession _____

33) Family income (includes all people living with you)?

() Up to R \$ 954.00 () From R\$ 954.01 to R \$ 1,908.00 () From R\$ 1,908.01 to R\$4,770.00
() Over R\$ 4,770.01 () I don't know

34) Ethnicity / color

() White () Black () Parda () Other: _____

35) Religion

() Catholic () Evangelical / Protestant () Other: _____

36) Do you have any relatives who are artists, musicians, painters, sculptors, writers, or those involved in art? () Yes () No

37) Which of the following courses did you attend or attend? () Music () Dance () Theater
() Fine Arts () Cinema () Crafts
() None of those

38) What school subjects do you prefer? You can mark more than 1 and up to 4.

() Biology () Dance () Artistic Education () Physical Education () Philosophy () Physics
() Geography () History () English () Portuguese
() Mathematics () Music () Chemistry () Sociology () Theater () Others: _____

39) Are Ouro Preto cultural events good or bad? Why?

IMPACTO DOS FATORES MACROECONÔMICOS SOBRE O NÚMERO DE FALÊNCIAS DAS EMPRESAS BRASILEIRAS

Impact of macroeconomic factors on the number of bankruptcy in brazilian companies

Willams da Conceição de Oliveira

Contador. Doutorando do Programa de Pós-Graduação em Ciências Contábeis da Universidade Federal da Paraíba.
Professor Assistente do Curso de Ciências Contábeis da Universidade Estadual de Alagoas. Praça N^o. Sra. dos Prazeres, S/N, Fátima, São Miguel dos Campos - AL, CEP: 57.245-079. willams.oliveira@academico.ufpb.br

Ricardo Vieira Silva

Economista. Doutorando do Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal da Paraíba. CCSA, UFPB, Campus I, Cidade Universitária, João Pessoa - PB, CEP: 58.051-900. ricardo.vieira@academico.ufpb.br

Resumo: O estudo teve como objetivo investigar os impactos dos fatores macroeconômicos nas dificuldades financeiras das empresas brasileiras. Para tanto, foi considerado, no período de maio de 2010 a outubro de 2021, o quantitativo de falências requeridas mensalmente como variável dependente. Para realização dos testes, foi utilizado modelo de série temporal tipo ARMA e verificada a estabilidade econométrica através dos testes de Breusch-Godfrey, Breusch-Pagan-Godfrey, RESET, VIF e o Jarque-Bera. Os resultados indicam que a taxa básica de juros e a abertura de novas empresas têm relação positiva com a quantidade de pedidos de falência das firmas brasileiras. Já a cotação do índice Ibovespa e a oferta monetária estão associadas negativamente com o número de falências requeridas. Além disso, foi evidenciado que as micro e pequenas empresas estão mais sensíveis aos fatores macroeconômicos do que as empresas de médio e grande porte, e que baixas taxas de juros e maiores ofertas de crédito influenciam positivamente a sobrevivência das firmas brasileiras, principalmente as micro e pequenas empresas e as empresas com atuação no ramo de serviços. Espera-se que os resultados da presente pesquisa contribuam em uma perspectiva prática ao fornecer evidências dos impactos das decisões do Banco Central do Brasil (Bacen) e das políticas monetárias que refletem diretamente no encerramento das atividades das empresas.

Palavras-chave: taxa de juros; inflação; PIB; encerramento das atividades; dificuldades financeiras.

Abstract: The study aimed to investigate the impacts of macroeconomic factors on the financial difficulties of Brazilian companies. For this purpose, from May 2010 to October 2021, the number of bankruptcies filed monthly was considered as a dependent variable. To carry out the tests, an ARMA-type time series model was used and econometric stability was verified through tests of Breusch-Godfrey, Breusch-Pagan-Godfrey, RESET, VIF and Jarque-Bera. The results indicate that the basic interest rate and the opening of new companies have a positive relationship with the number of bankruptcy filings by Brazilian firms. The quotation of the Ibovespa index and the money supply are negatively associated with the number of required bankruptcies. In addition, it was shown that micro and small companies are more sensitive to macroeconomic factors than medium and large companies, and that low interest rates and greater credit offers positively influence the survival of Brazilian firms, especially micro and small companies and companies operating in the service sector. It is expected that the results of this research will contribute from a practical perspective by providing evidence of the impacts of Brazilian central bank (Bacen) decisions and political decisions that directly reflect on the closure of companies' activities.

Keywords: interest rate; inflation; PNB; end of activities; financial difficulties.

1 INTRODUÇÃO

Nos últimos anos, principalmente durante o cenário da pandemia da Covid-19, a economia brasileira tem enfrentado uma série de variações no Produto Interno Bruto (PIB), na taxa Selic, na taxa de câmbio e na inflação (Bacen, 2020). Essas variações constantes nos indicadores macroeconômicos levam a incertezas por parte das famílias e empresas quanto ao desempenho da economia, levando muitas empresas a adiarem seus planos de investimento e a ficarem mais relutantes em entrar em novos mercados de exportação (Costa Filho, 2014).

Ademais, as empresas que são formadas em uma camada de fornecedores, concorrentes, consumidores, entre outros *stakeholders*, é também cercada por uma camada externa de fatores econômicos, tecnológicos, políticos, jurídicos e sociais. Qualquer alteração que ocorra nos fatores mencionados que formam o ambiente externo afetará diretamente as empresas, por se tratar de sistemas abertos. Se as empresas não conseguirem acompanhar as mudanças de tais fatores, a sua estrutura econômica e financeira poderá se deteriorar e, quando não puderem se recuperar, poderão entrar em falência e desaparecer por meio de liquidação, aquisição ou fusão (Ece; Sayilgan, 2020).

Além disso, a não análise do mercado, que envolve fatores do ambiente externo, é uma das causas que influenciam o encerramento das atividades das empresas (Serasa Experian, 2020), influenciando na elevação de 12,7% do número de pedidos de falência das empresas brasileiras no ano de 2020, comparado com 2019 (Liberato, 2021). Diante disso, o objetivo desta pesquisa é investigar os impactos dos fatores macroeconômicos nas dificuldades financeiras das empresas brasileiras.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

É intuitivo prever que o risco de dificuldades financeiras aumenta durante períodos de recessão econômica devido à queda nas vendas, nos fluxos de caixa e na lucratividade dos negócios, em que a condição econômica de um país impacta diretamente o ambiente de negócios por meio das mudanças na taxa de inflação, na taxa de juros, na disponibilidade de crédito e na política monetária (Liou; Smith, 2007). Diante disso, a literatura sugere a incorporação de fatores de risco do país em modelos de previsão de dificuldades financeiras das firmas (Tinoco; Wilson, 2013; Altman *et al.*, 2017).

No entanto, a maior parte dos estudos assume que todas as empresas se comportam de maneira previsível durante a recessão ou expansão econômica, apesar da intuição de que: (i) empresas financeiramente saudáveis em um período de expansão podem entrar em dificuldade financeira durante um período de recessão; (ii) empresas em dificuldades durante períodos de expansão podem mergulhar ainda mais em dificuldades financeiras, ou até mesmo falir, durante um período de recessão; ou (iii) empresas financeiramente saudáveis durante períodos de expansão podem manter, embora em menor grau, a viabilidade econômica (Habib *et al.*, 2020).

Diante da importância da sobrevivência das empresas para o desenvolvimento da economia de um país, vários estudos empíricos investigaram a relação dos fatores macroeconômicos com a falência das empresas (Altman, 1983; Liu; Wilson, 2002; Liu, 2009; Ece; Sayilgan, 2020) e destacaram a inflação, a taxa de juros, a concessão de crédito, o índice da bolsa de valores e o Produto Interno Bruto (PIB) como fatores fundamentais que impactam a continuidade das firmas. Tais fatores estão brevemente apresentados nas subseções seguintes.

2.1 Taxa de inflação

A inflação é definida como o aumento contínuo e generalizado no nível geral de preços – aumento generalizado no sentido de que as elevações de preços não ocorrem apenas sobre os preços de alguns bens ou serviços, mas sim sobre os preços da maioria dos bens e serviços da economia.

A inflação pode surgir quando existe uma procura excessiva relativamente aos bens disponíveis ou quando os custos para produzir estão maiores (Dos Santos, 2002).

Dessa forma, mudanças na taxa de inflação podem provocar aumentos dos custos de produção e de comercialização dos produtos, que geralmente não são repassados ao preço final, impactando diretamente o resultado operacional das firmas ao ponto de gerar dificuldade financeira (Mensah, 1984). Além disso, a inflação deprime o fluxo de caixa das empresas, o que pode aumentar a probabilidade de pedido de falência (Wadhvani, 1986). Já Altman (1983) argumenta que a inflação pode até afetar positivamente a propensão de uma empresa de sobreviver no curto prazo, no entanto, pode mascarar a ineficiência de uma empresa mal administrada, e se a empresa estiver alavancada, poderá apresentar dificuldade financeira no médio prazo ao ponto de levar a falência.

Para investigar os fatores que influenciam as dificuldades financeiras das empresas listadas no Índice Industrial de Pequenas e Médias Empresas (PMEs) da Bolsa de Valores de Istanbul, no período de 2010 a 2019, Ceylan (2021) considerou em seu estudo tanto fatores específicos da empresa (giro de ativos, índice de endividamento, alavancagem financeira e retorno sobre os ativos) quanto fatores macroeconômicos (crescimento econômico, taxa de câmbio e taxa de inflação) e evidenciou que, das variáveis macroeconômicas utilizadas no estudo, somente a inflação foi estatisticamente significativa e apresentou sinal negativo, indicando que elevações na taxa de inflação aumentam o risco de dificuldades financeiras de tais empresas.

No Brasil, a inflação mais baixa, juntamente com um crescimento do PIB mais vigoroso contribuiu, a partir de 2004, para a geração de empregos assalariados e para a formalização dos contratos de trabalho e elevou o poder de compra, refletindo na diminuição das diferenças de renda entre os trabalhadores, contribuindo para o desenvolvimento da economia (Baltar, 2015), fatores indispensáveis para manutenção das atividades empresariais.

Em seu estudo, que teve como objetivo analisar o impacto das variações macroeconômicas no desempenho econômico e financeiro das empresas de Consumo Cíclico e Não Cíclico da BM&FBovespa entre os anos de 2008 e 2015, Pandini, Stüpp e Fabre (2018) evidenciaram que as empresas pertencentes ao setor de Consumo Cíclico (vestuário, calçados, automóveis, móveis, eletrodomésticos, entre outros) são mais afetadas pelo desempenho da economia do que empresas do setor de Consumo Não Cíclico, que produzem bens não duráveis, tais como alimentos e bebidas, e prestam serviços de assistência médica e hospitalar, destacando as flutuações da inflação, que foi medida pelo IPCA, entre os principais fatores macroeconômicos.

Diante das evidências da literatura internacional e nacional sobre a relação da inflação com a continuidade das empresas, espera-se que variações na taxa de inflação impactem de forma negativa ou positiva o número de pedidos de falência das firmas brasileiras.

2.2 Taxa de juros e concessão de crédito

A política monetária restritiva e as elevações na taxa de juros podem alterar drasticamente os custos de empréstimos e a produção das companhias, sendo prejudiciais para a sobrevivência do setor empresarial (Gordon, 1988). Ademais, as pesquisas de Salman, Friedrichs e Shukur (2011) e Salman, Fuchs e Zampatti (2015) identificaram que a taxa de juros, a taxa de câmbio e a oferta de crédito são determinantes significativos que interferem na falência empresarial, além de evidenciar uma menor probabilidade de falência em períodos de maior disponibilidade de crédito.

Já Machado, Ceretta e Vieira (2014) analisam a relação entre as variáveis que poderiam explicar o comportamento do mercado imobiliário, utilizando como variável dependente o volume de concessão de crédito imobiliário. Os resultados indicaram que as variações nas operações de concessão de crédito imobiliário podem ser explicadas pelas variações da taxa básica de juros, pelas variações nos meios de pagamento e pelas variações da renda média do trabalhador. Tais re-

sultados evidenciam que, quanto maior a taxa de juros, menor será o volume de crédito imobiliário concedido e vice-versa, afetando o fluxo de caixa das empresas do setor imobiliário.

Na mesma linha, Fonseca e Vasconcelos (2003) investigaram os possíveis impactos da política monetária sobre as regiões e estados brasileiros, evidenciando que os estados das regiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste tendem a sentir os maiores impactos de alterações na taxa básica de juros por terem a maior proporção de empresas de pequeno porte e por serem atendidos por agências e crédito bancário em menor proporção. Já Cardoso e Pinheiro (2020) analisaram o efeito da recessão de abril de 2014 ao final de 2016 e de variáveis macroeconômicas sobre a estrutura de capital dos diferentes setores econômicos brasileiros, evidenciando que a taxa de juros interfere negativamente na estrutura de capital.

Ao investigar a relação das variáveis macroeconômicas, compostas pela taxa de câmbio, pela taxa de juros e pela renda mundial, com o desempenho das exportações do mel de abelha brasileiro no período de 2000 a 2011, Oliveira *et al.* (2015) evidenciaram que tais variáveis macroeconômicas são relevantes para explicar as oscilações ocorridas na exportação de mel.

Ademais, ao investigar os impactos da política monetária via oferta de moeda, taxa de juros, taxa de câmbio e as operações de crédito sobre as exportações brasileiras de produtos básicos, semimanufaturados e manufaturados no período de janeiro de 2004 a dezembro de 2019, Pereira *et al.* (2022) evidenciaram que a taxa de juros representada pela Selic, a taxa de câmbio e a oferta de moeda são os determinantes mais importantes na variação das exportações de produtos básicos, semimanufaturados e manufaturados das empresas brasileiras.

Por fim, Almeida e Divino (2019) investigaram a relação entre risco de crédito e a política monetária da economia brasileira e evidenciaram que os aumentos na taxa básica de juros causam o encarecimento do crédito, reduzindo a capacidade de pagamento das empresas e incorrendo em maior risco de *default*. Diante de tais evidências, espera-se que as variações na taxa básica de juros e no volume de crédito ofertado para o mercado impactem o número de pedidos de falência das empresas brasileiras.

2.3 Atividade no mercado de capitais

A relação entre as variáveis macroeconômicas e os índices de mercado de ações, tanto compostos quanto setoriais dos EUA e Canadá, foi estudada por Bhuiyan e Chowdhury (2020), que relataram uma assimetria nos EUA e no Canadá em termos de como as variáveis macroeconômicas influenciam os retornos do mercado de ações em que, nos EUA, as variáveis macroeconômicas influenciam os índices das ações, sendo que a oferta de moeda influencia positivamente enquanto a taxa de juros influencia negativamente. Já para o Canadá, os testes não encontraram nenhuma ligação clara entre as variáveis macroeconômicas e os índices do mercado de ações (compostos e setoriais).

Ao desenvolver um modelo para prever dificuldades financeiras e falência das empresas listadas no Vietnã, Ninh, Thanh e Hong (2018) identificaram que os fatores contábeis e de mercado, juntamente com os fatores macroeconômicos, afetam as dificuldades financeiras quando considerados isoladamente, e que o modelo de previsão de falência, composto por fatores contábeis e por indicadores macroeconômicos, teve melhor desempenho do que os demais modelos testados.

O índice de Bolsa de Valores é definido como um valor que mede o desempenho médio dos preços de uma suposta carteira de ações, refletindo o comportamento do mercado em determinado intervalo de tempo. No Brasil, o mais importante indicador do desempenho das cotações das ações negociadas é o *Índice da Bolsa de Valores de São Paulo* (Ibovespa), criado em 1968 a partir de uma carteira teórica de ações, expressa em pontos (Assaf Neto, 2018).

Tal indicador pode ser considerado uma boa medida de qualidade institucional, dado que quanto mais importante for o mercado de capitais, melhor será o ambiente institucional de um país.

Dessa forma, um relevante mercado de capitais representa uma boa opção de financiamento para as firmas por apresentar menor custo na captação de recursos, minimizando o nível de endividamento e a probabilidade de as empresas entrarem em dificuldade financeira (Bastos; Nakamura; Basso, 2009). Com isso, espera-se que o quantitativo de pedidos de falência das empresas brasileiras seja sensível às variações do indicador Ibovespa.

2.4 Produto Interno Bruto (PIB)

Ece e Sayilgan (2020) investigam, no período de 2009 a 2016, as possíveis ligações entre os fatores macroeconômicos e a crise financeira na Turquia, em que o PIB apresentou uma relação estatisticamente significativa e positiva com o adiamento da falência das empresas. Da mesma forma, ao investigar os fatores do contexto macroeconômico que contribuem para o fechamento de empresas no Peru, Mendoza (2021) indicou que a mortalidade das empresas tende a aumentar à medida que diminui a taxa de crescimento do PIB e elevar à medida que aumenta a taxa de inflação, diminui o crédito financeiro e aumenta a carga tributária.

Já Bastos Nakamura e Basso (2009) investigaram os determinantes da estrutura de capital de companhias abertas de países latinos, evidenciando que o PIB teve uma relação negativa com o endividamento total, indicando que quando há crescimento econômico de um país, as empresas diminuem suas dívidas e, conseqüentemente, diminuem a probabilidade de falência.

Da mesma maneira, ao explorar a inter-relação entre fatores macroeconômicos, características da empresa e desempenho financeiro de empresas manufatureiras listadas na bolsa da Nigéria, Egbunike e Okerekeoti (2018) evidenciaram um efeito significativo da taxa de inflação e taxa de crescimento do PIB com a rentabilidade das companhias nigerianas.

Ademais, Cardoso e Pinheiro (2020) analisaram no período do primeiro trimestre de 2010 até o primeiro de 2018 a influência da recessão e de variáveis macroeconômicas sobre o endividamento bancário dos setores industriais brasileiros, relatando uma relação negativa do PIB com o endividamento a valor de mercado do subsetor de materiais básicos e com o endividamento contábil e de mercado do subsetor de bens industriais.

Tais resultados apresentados estão em linha com os achados das pesquisas de Liu (2009) e Liu e Wilson (2002), que evidenciaram uma menor probabilidade de falência das empresas em períodos de elevação do PIB. Diante de tais evidências, espera-se que as elevações na taxa de crescimento do PIB brasileiro impactem de forma negativa o número de pedidos de falência das firmas brasileiras.

3 METODOLOGIA

A amostra que foi utilizada na pesquisa refere-se a uma série temporal com dados mensais do número de pedidos de falência do período de maio de 2010 até outubro de 2021, totalizando 138 observações. O início da série temporal foi motivado pelo período pós-crise de 2008 e pelo início da série da variável independente nascimento, que é formada pelo número de abertura de novas empresas e teve seu acompanhamento pela Serasa Experian iniciado no ano de 2010, em que foi necessário fazer quatro defasagens para os testes econométricos, conforme explanado na seção 3.3. Ademais, foi considerado o mês de outubro de 2021 como o último mês da amostra, devido aos últimos dados divulgados pela Serasa Experian e pelo Banco Central do Brasil (Bacen), quando da formação da amostra que ocorreu em novembro de 2021.

3.1 Variável dependente

Para representar a dificuldade financeira das empresas brasileiras, foi utilizado como variável endógena o indicador econômico da Serasa Experian que informa o número de pedidos de falência requeridos pelas empresas brasileiras, conforme apresentado na Tabela 1.

Tabela 1 – Quantitativo de pedidos de falências requeridos por ano

Ano	Porte das empresas				Segmento de atuação				
	Micro e Pequena	Média	Grande	Total	Comércio	Indústria	Serviços	Primário	Total
2010	1.233	435	271	1.939	581	699	634	25	1.939
2011	1.143	384	210	1.737	538	620	567	12	1.737
2012	1.086	530	313	1.929	529	710	678	13	1.930
2013	1.014	433	311	1.758	440	614	679	25	1.758
2014	844	415	402	1.661	355	648	642	16	1.661
2015	923	412	448	1.783	416	644	700	23	1.783
2016	994	426	432	1.852	424	676	746	6	1.852
2017	910	392	406	1.708	427	567	708	5	1.708
2018	761	355	343	1.459	368	496	588	7	1.459
2019	770	333	314	1.417	353	439	601	24	1.417
2020	538	178	256	972	235	298	434	5	972
2021	551	181	218	950	187	209	544	10	950
Total	10.767	4.474	3.924	19.165	4.853	6.620	7.521	171	19.165
%	56,2%	23,3%	21,5%	100%	25,3%	34,5%	39,2%	1,0%	100%

Fonte: Serasa Experian.

Conforme Tabela 1, verifica-se que as empresas de micro e pequeno porte representam 56,2% do total de pedidos de falência requeridos entre os anos de 2010 a 2021, seguidas pelas empresas de médio porte (23,3%) e das empresas de grande porte (21,5%). A grande participação das micro e pequenas empresas no número de falências se justifica pela grande quantidade de Microempreendedores Individuais no País, representando 74% das empresas abertas no período de 2010 a 2021, segundo dados da Serasa Experian.

Já as empresas com atuação no segmento de serviços representam 39,2%, o equivalente a 7.521 pedidos de falência requeridos do total de 19.165 pedidos entre os anos de 2010 a 2021, seguidas pelas indústrias (34,5%) e pelas empresas com atuação no comércio (25,3%), demonstrando uma distribuição mais equilibrada do número de pedidos de falência por segmento em comparação com o porte das firmas, que também pode ser justificada pela atuação dos Microempreendedores Individuais em vários setores da economia.

3.2 Design empírico

Para verificar os impactos das oscilações dos fatores macroeconômicos na dificuldade financeira das empresas brasileiras, foi utilizado o modelo empírico de série temporal tipo ARMA utilizado na pesquisa de Ege e Sayilgan (2020), conforme a Equação 1, em que foi utilizado o software RStudio para realização das análises econométricas.

Equação 1:

$$\begin{aligned} \text{LogFalências}_t = & \beta_0 + \beta_1 \text{LogFalências}_{t-4} + \beta_2 \text{Inflação}_{t-2} + \\ & \beta_3 \text{Taxa de juros}_{t-2} + \beta_4 \text{LogNascimento}_{t-1} + \\ & \beta_5 \text{LogIbovespa}_{t-1} + \beta_6 \text{LogPIB}_{t-4} + \\ & \beta_7 \text{LogOferta Monetária}_t + \varepsilon_t \end{aligned}$$

Sendo as variáveis:

- $LogFalências_t$: variável que representa o logaritmo natural do número de falências requeridas no período t ;
- $LogFalências_{t-4}$: variável defasada que representa o logaritmo natural do número de falências requeridas no período $t - 4$;
- $Inflação_{t-2}$: variável defasada que representa a inflação mediada pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) no período $t - 2$;
- $Taxa\ de\ juros_{t-2}$: variável defasada representada pela taxa de juros Selic-over no período $t - 2$;
- $LogNascimento_{t-1}$: variável que representa o logaritmo natural do número de abertura de novas empresas no período $t - 1$;
- $LogIbovespa_{t-1}$: variável defasada que representa a cotação do índice da B3 no período $t - 1$;
- $LogPIB_{t-4}$: variável defasada que representa a geração de riqueza do País por meio do logaritmo natural do Produto Interno Bruto (PIB) no período $t - 4$;
- $LogOferta\ Monetária_t$: variável que representa o logaritmo natural da oferta monetária no País no período t .

Os indicadores da inflação, da taxa de juros, do PIB e da oferta monetária foram extraídos do Sistema Gerenciador de Séries Temporais do Bacen. A cotação do índice da Ibovespa foi colhida no site da B3 e os números de abertura de novas empresas foram coletados no site da Serasa Experian. A Tabela 2 apresenta de forma resumida as variáveis utilizadas no estudo.

Tabela 2 – Descrição das variáveis utilizadas no estudo

Variável	Descrição	Fonte
Falências	Número de falências requeridas por mês (Logaritmizado)	Serasa Experian
Inflação	Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) – Variação mensal	SGS - Bacen Série nº 433
Taxa de juros	Taxa básica de juros mensal representada pela Selic-over – Variação mensal	SGS - Bacen Série nº 4390
Nascimento	Número de abertura de novas empresas por mês (Logaritmizado)	Serasa Experian
Ibovespa	Cotação do índice no final de cada mês (Logaritmizado)	B3
PIB	Produto Interno Bruto mensal - Valores correntes (R\$ milhões) (Logaritmizado)	SGS - Bacen Série nº 4380
Oferta Monetária	Meios de pagamento - M1. Referente a soma das cédulas e moedas em poder do público e em depósitos à vista no sistema bancário (R\$ milhões)	SGS - Bacen Série nº 27791

Fonte: Elaborada pelos autores.

Foi utilizado na presente pesquisa o modelo econométrico do estudo de Ece e Sayilgan (2020), levando em consideração que tal estudo investigou a influência dos fatores macroeconômicos no número de falências das empresas da Turquia, país considerado de economia emergente, igual ao Brasil. Tais autores consideraram em seu estudo as variáveis que representam o número de falências, o PIB, o número de abertura de novas empresas e a cotação da bolsa de valores em logaritmo para eliminar o efeito das unidades das variáveis sobre os coeficientes, reduzindo o efeito de viés, ou seja, uma das extremidades elevadas e uma cauda longa, por meio da transformação das variáveis em logaritmo, além da interpretação dos resultados para ser realizada com menor dificuldade.

Para chegar ao modelo final, Ece e Sayilgan (2020) realizaram o tratamento de 19 variáveis macroeconômicas em duas etapas. Na primeira etapa, as variáveis foram defasadas em até $t - 4$, conforme estudo de Altman (1983), sendo encolhidas as variáveis que apresentaram maior nível de correlação com a variável dependente. Já na segunda etapa, foram selecionadas as 7 variáveis mais utilizadas na literatura.

3.3 Testes estatísticos

Para verificar a estabilidade econométrica da pesquisa, foram realizados os testes de Breusch-Godfrey, Breusch-Pagan-Godfrey, RESET de Ramsey, VIF e o Jarque-Bera. Tais testes também foram aplicados no estudo de Ece e Sayilgan (2020).

3.3.1 Teste de Breusch-Godfrey

Conforme Gujarati e Poter (2011), os estatísticos Breusch e Godfrey desenvolveram um teste de autocorrelação genérico, no sentido de que não permite: (1) regressores não estocásticos, como os valores defasados do regressando, (2) esquemas autorregressivos de ordem superior, como AR(1), AR(2), etc. e (3) médias móveis simples ou de ordem mais elevada de termos de erro de ruído branco, sendo testada a seguinte hipótese nula H_0 :

$$H_0: p_1 = p_2 = \dots = p_p = 0$$

Assintoticamente, $n - p$ multiplicado pelo valor R^2 obtido da regressão segue a distribuição do qui-quadrado com p graus de liberdade. Se em uma aplicação $(n - p)R^2$ exceder o valor crítico do qui-quadrado no nível de significância escolhido, já rejeitada a hipótese nula (Gujarati; Poter, 2011).

3.3.2 Teste de Breusch-Pagan-Godfrey

O teste de Breusch-Pagan-Godfrey identifica a presença de heterocedasticidade por meio da equação abaixo (Gujarati; Poter, 2011):

$$\Theta = \frac{1}{2} (SQE)$$

Supondo que os u_i sejam normalmente distribuídos, pode-se mostrar que se há homoscedasticidade e se o tamanho da amostra n aumenta indefinitivamente, então

$$\Theta \underset{ass}{\sim} \chi_{m-1}^2$$

ou seja, Θ segue a distribuição de qui-quadrado com $(m - 1)$ graus de liberdade.

Portanto, se em uma aplicação $\Theta (= \chi^2)$ calculado for maior que o valor crítico χ^2 no nível escolhido de significância, poderemos rejeitar a hipótese de homoscedasticidade; caso contrário, esta não será rejeitada (Gujarati; Poter, 2011).

3.3.3 Teste RESET de Ramsey

O teste RESET de Ramsey é utilizado para verificar a especificação do modelo de regressão linear. Tal teste consiste em adicionar uma forma não-linear ao modelo através de termos de grau dois, três, etc. e, em seguida, testar, por um teste F usual, a exclusão de tais termos. Por exemplo, considerando o modelo abaixo:

$$\hat{y} = E \{y | x\} = \beta x$$

O teste de Ramsey verifica se $(\beta x)^2, (\beta x)^3, \dots, (\beta x)^k$ tem algum poder para explicar y . Isso é efetuado por meio da estimação da seguinte regressão linear:

$$y = ax + \gamma_1 \hat{y}^2 + \dots + \gamma_{k-1} \hat{y}^k + \epsilon$$

Após a estimação, será necessário testar, por meio do teste F , se γ_1 através de γ_{k-1} são zero. Se a hipótese nula de que todos γ coeficientes são zero é rejeitada, então o modelo sofre de especificação incorreta.

3.3.4 Teste VIF

De acordo com Gujarati e Porter (2011), o Fator de Inflação da Variância (VIF) é um teste para detectar a presença de multicolinearidade, sendo tal fator calculado pela equação abaixo:

$$VIF_j = \frac{1}{(1 - R_j^2)}$$

Em que o VIF_j representa o Fator de Inflação da Variância e R_j^2 representa o coeficiente de determinação parcial de X_j em relação as demais variáveis X_j , (com $j = 1, 2, \dots, k$).

Segundo Gujarati e Porter (2011, p. 337): “Quando R^2 aproxima-se de 1, o VIF aproxima-se do infinito. Ou seja, quando a colinearidade aumenta, a variância de um estimador aumenta e no limite, pode tornar-se infinita. Caso não haja colinearidade entre as variáveis, o VIF será 1”.

3.3.5 Teste de normalidade Jarque-Bera (JB)

De acordo com Gujarati e Poter (2011, p. 149), o teste de normalidade JB é um teste assintótico ou de amostra grande. Também se baseia nos resíduos de MQO. Ele calcula, primeiro, a assimetria e a curtose dos resíduos de MQO e usa o seguinte teste estatístico:

$$JB = n \left[\frac{S^2}{6} + \frac{(K - 3)^2}{24} \right]$$

em que n é o tamanho da amostra, S é o coeficiente de assimetria, e K é o coeficiente de curtose.

Para uma variável normalmente distribuída, $S = 0$ e $K = 3$. Portanto, o teste JB de normalidade é um teste da hipótese conjunta de que S e K são iguais a 0 e 3, respectivamente. Nesse caso, espera-se que o valor da estatística JB seja igual a 0.

Sob a hipótese nula de que os resíduos são normalmente distribuídos, Jarque e Bera demonstraram que, assintoticamente, a estatística JB segue a distribuição de qui-quadrado com 2 graus de liberdade. Se o valor p calculado para a estatística JB em uma aplicação for suficientemente baixo, o que acontece quando o valor da estatística é muito diferente de zero, podemos rejeitar a hipótese de que a distribuição dos resíduos é normal. Mas se o valor p for razoavelmente alto, o que acontece quando o valor da estatística está próximo de zero, não rejeitaremos a hipótese de normalidade (Gujarati; Poter, 2011, p. 149).

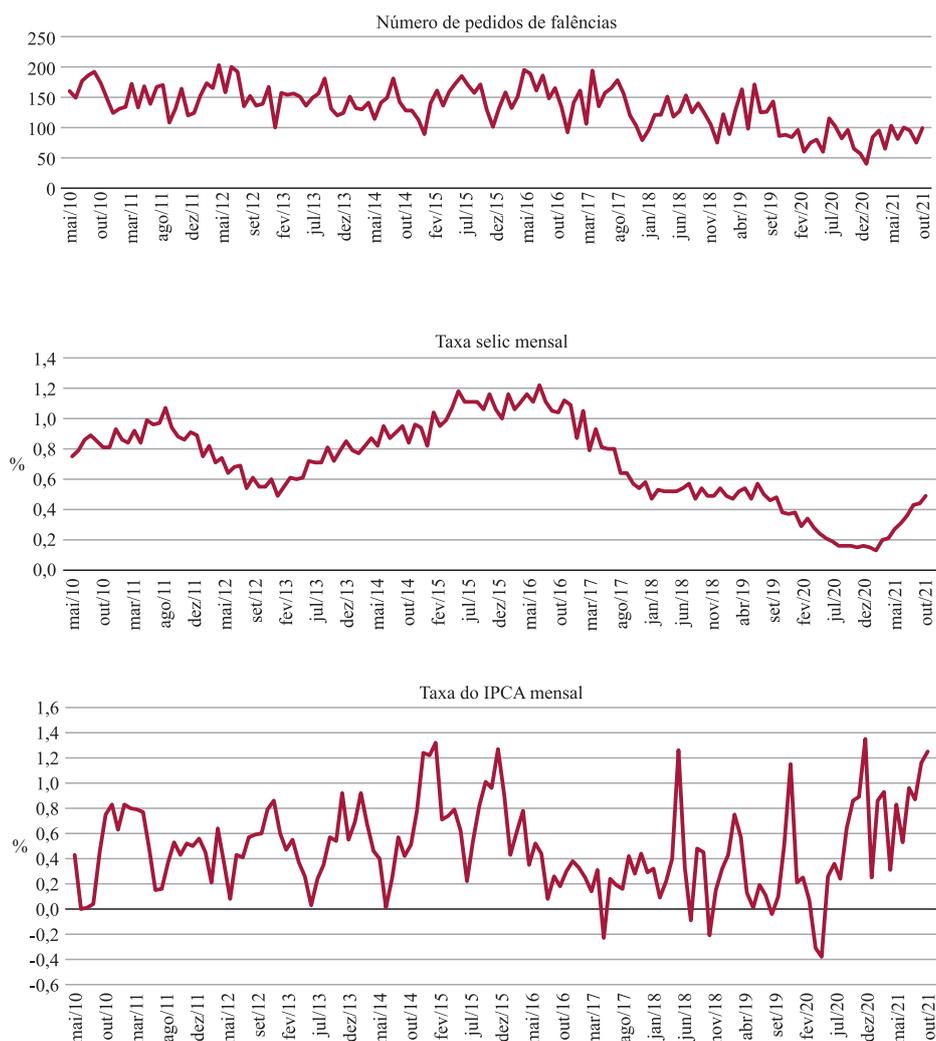
4 ANÁLISE DOS RESULTADOS

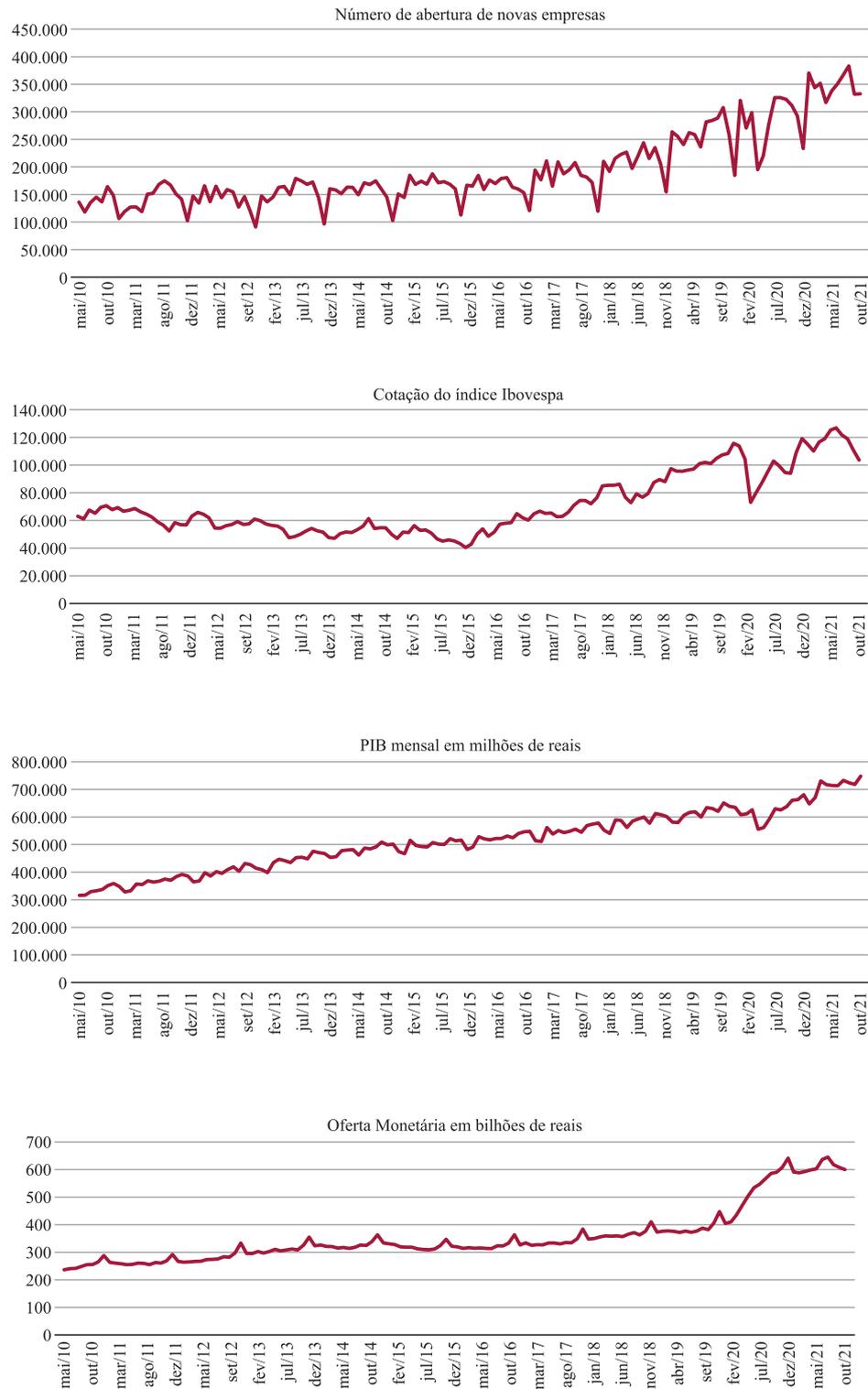
Analisando o comportamento das variáveis apresentado na Figura 1, observa-se que o número de pedidos de falência variou em torno da média, com uma leve tendência de queda entre final de 2019 e início de 2020 – mesmo comportamento observado na série temporal da taxa mensal da inflação, que manteve uma tendência estacionária.

Já a série temporal da variável da taxa Selic mensal apresentou uma leve tendência de queda a partir do ano de 2017. Na série sobre o número de abertura de empresas, nota-se um crescimento sustentável na abertura de novas empresas nos últimos anos da série, principalmente a partir do ano de 2018, sendo tal comportamento influenciado pelo número de Microempreendedores Individuais (MEIs), representando 81,4% dos novos negócios no ano de 2018 – segundo a Serasa Experian (2019), a fraca recuperação da economia brasileira no ano de 2018 estimulou o “empreendedorismo por necessidade”.

A série temporal da cotação do índice Ibovespa apresentou uma tendência de alta a partir de 2016, com uma queda acentuada nos primeiros meses de 2020 e voltando à tendência de aumento nos meses seguintes. Por sua vez, a série do PIB mensal segue uma leve tendência de aumento, com uma queda acentuada durante o início da pandemia da Covid-19 no Brasil e voltando a mostrar uma tendência de aumento a partir dos últimos meses de 2020.

Figura 1 – Gráficos das séries históricas das variáveis utilizadas na pesquisa





Fonte: Elaborado pelos autores.

Ainda com base na Figura 1, destaca-se, na série temporal da variável oferta monetária, uma notável tendência de alta no ano de 2020, sendo tal alta influenciada pela elevação de 46,3% na base monetária para recuperar a economia e controlar os efeitos da inflação após os impactos da pandemia da Covid-19 no Brasil (Bacen, 2022).

4.1 Estatística descritiva das variáveis utilizadas da pesquisa

Por meio das estatísticas descritivas apresentadas na Tabela 3, verifica-se que todas as variáveis que compõem a amostra do estudo contêm 138 observações, compreendendo o período de maio de 2010 até outubro de 2021.

A variável falências ficou com média de 133 pedidos de falência requeridos por mês, com mínimo de 40 pedidos de falência no mês de janeiro de 2021 e o máximo de 203 pedidos de falência registrados no mês de maio de 2012. Vale destacar que o ano de 2012 foi o que apresentou maior número de pedidos de falência, totalizando 1.929 pedidos, sendo impactado pela desaceleração da economia, elevação da inadimplência das pessoas físicas e uma redução na concessão de crédito, pressionando o caixa das firmas ao ponto de encerrar suas atividades.

Já a variável IPCA ficou com taxa média de 0,48% ao mês, variando entre -0,38% no mês de maio de 2020 até 1,35% no último mês do ano de 2020, sendo tal ano impactado pela pandemia da Covid-19. A Selic mensal ficou com taxa média de 0,70% ao mês, com taxa mínima de 0,13% registrada no mês de agosto de 2016 e taxa máxima de 1,22% ao mês registrada em fevereiro de 2021.

Tabela 3 – Estatística descritiva das variáveis da amostra

Variáveis	N	Média	Desvio-Padrão	Mínimo	Máximo
Falências	138	133	35	40	203
IPCA	138	0,48	0,35	-0,38	1,35
Selic	138	0,70	0,28	0,13	1,22
Nascimento	138	194.617	67.373	90.792	383.096
Ibovespa	138	71.468	22.222	40.405	126.802
PIB	138	513.118,3	106.073,9	315.947,5	747.436,5
Oferta Monetária	138	357,2	101,6	236,2	645,1

Fonte: Elaborada pelos autores.

A variável nascimento, que representa o quantitativo mensal de abertura de novas empresas, apresentou média mensal de 194.617 novas empresas, variando entre 90.792 no mês de dezembro de 2012 a 383.096 novas empresas abertas no mês de agosto de 2021. É importante destacar que ocorreu uma desaceleração da economia brasileira no ano de 2012, devido ao recuo de 4,5% nos investimentos, além do mês de agosto de 2021 ser marcado pelo retorno gradual da economia brasileira após mais uma onda da Covid-19, em que os brasileiros buscaram opções de renda complementar, entre elas, o microempreendedorismo, que impactou o número de novos MEIs.

Já a variável Ibovespa ficou com média de 71.468 pontos, com cotação mínima de 40.405 pontos no mês de janeiro do ano de 2016 e cotação máxima de 126.802 pontos registrada em junho de 2021. A variável PIB apresentou uma riqueza média de R\$ 513.118,3 milhões por mês, variando entre R\$ 315.947,5 milhões e R\$ 747.436,5 milhões, valores registrados nos meses de maio de 2010 e outubro de 2021, respectivamente. Por fim, a disponibilidade de crédito, medida por meio da variável oferta monetária, apresentou média de R\$ 357,22 milhões em créditos ofertados, concedendo o menor volume de crédito no mês de maio de 2010, R\$ 236,23 milhões, e o máximo volume no mês de julho de 2021, R\$ 645,13 milhões.

4.2 Análise da regressão de série temporal

A Tabela 4 apresenta os resultados da regressão de série temporal da amostra utilizada na presente pesquisa, considerando como variável dependente o número total de pedidos de falência.

Tabela 4 – Resultados da regressão considerando o número total de falências como variável dependente

Número total de pedidos de falência	Coefficiente	p-Valor
$\text{Log}(\text{Falências}_{t-4})$	-0,2061	0,000***
IPCA_{t-2}	-0,0459	0,347
Selic_{t-2}	0,2542	0,020**
$\text{Log}(\text{Nascimento}_{t-1})$	0,3640	0,000***
$\text{Log}(\text{Ibovespa}_{t-1})$	-0,1937	0,070*
$\text{Log}(\text{PIB}_{t-4})$	-0,0156	0,920
$\text{Log}(\text{Oferta Monetária}_t)$	-1,0536	0,000***
Constante	9,8075	0,000***
Observações	138	
R ²	0,6387	
R ² ajustado	0,6192	
Residual Std. Erro	0,1845	
Estatística F	32,83***	
<i>Diagnóstico do modelo econométrico</i>		
Breusch-Pagan-Godfrey	p-valor = 0,597	
Breusch-Godfrey	p-valor = 0,096	
Ramsey RESET	p-valor = 0,091	
Jarque-Bera	p-valor = 0,001	
VIF	Todos os VIFs < 10	

Fonte: Elaborada pelos autores. Nota: Nível de significância: *p<0,1; **p<0,02; ***p<0,01.

Primeiramente, verifica-se que os resultados do diagnóstico do modelo econométrico apresentaram boa aceitação do modelo proposto, conforme Equação 1, em que o resultado do teste de Breusch-Pagan-Godfrey demonstra que a variância do erro não está correlacionada com nenhuma variável do modelo, dado seu p-valor de 0,597, então, considera-se que os erros das variáveis são homocedásticos. Ademais, mediante o resultado do teste de Breusch-Godfrey com p-valor de 0,096 > 0,05, aceita-se a hipótese nula, constatando que os erros não estão autocorrelacionados.

Com p-valor de 0,091, não sendo possível rejeitar a hipótese nula, o resultado do teste de RESET demonstra que o modelo foi especificado corretamente para o presente estudo. Já por meio dos testes VIF, com resultados menores que dez, entende-se que o modelo não apresenta multilinearidade entre as variáveis. Por meio do teste de normalidade Jarque-Bera, demonstra-se que os resíduos não seguem uma distribuição normal, rejeitando a hipótese nula, porém, levando em consideração o Teorema Central do Limite, a hipótese de normalidade pode ser relaxada. Vale destacar que a amostra contém 138 observações e que, segundo Gujarati e Poter (2011, p. 149), o teste de normalidade JB é um teste assintótico ou de amostra grande.

Ainda sobre a análise dos resultados do diagnóstico do modelo econométrico, o R² demonstra que 64% da variação média do número de pedidos de falência são explicados pelo conjunto das variáveis utilizadas no modelo, apresentando um bom valor preditivo, e que o modelo se ajusta bem aos dados considerados na amostra. Tal resultado está em linha com o estudo do Ege e Sayilgan (2020), no qual o poder explicativo do modelo foi de 62% no seu estudo. Os outros 36% da variação média do número de pedidos de falência referem-se a fatores que envolvem a gestão empresarial do negócio, a falta de inovação, (Ferreira *et al.*, 2013), a carga tributária, entre outros fatores (Krom; Felipe, 2005), que não foram considerados na amostra devido à dificuldade de

obtenção dos dados, principalmente para as micro, pequenas e médias empresas e as grandes empresas de capital fechado.

Dando sequência à análise dos resultados evidenciados na Tabela 3, é possível observar que a variável defasada $\text{Log}(Falências_{t-4})$ foi significativa ao nível de 1% e que apresentou sinal negativo, demonstrando que uma variação de 1% no número de falências em quarto períodos atrás reduz em 0,21% o número de pedidos de falência no período t .

De forma contrária, a variável $IPCA_{t-2}$, que representa o nível de inflação do País, não apresentou relação estatística com a variável endógena da pesquisa, resultado contrário ao da literatura que foi evidenciado pelas pesquisas de Altman (1983), Mensah (1984) e Wadhvani (1986), entretanto, em linha com o resultado apresentado no estudo de Ege e Sayilgan (2020), o qual não identificou uma relação da inflação com o número de pedidos de falência das empresas instaladas na Turquia. É importante destacar que tal variável apresentou sinal negativo em relação ao número de falências, e que, segundo Altman (1983), as elevações na inflação podem afetar positivamente a propensão de uma empresa sobreviver no curto prazo, devido à necessidade de ampliação do negócio para atender à demanda do mercado.

Já a variável $Selic_{t-2}$, que representa a taxa de juros básica do País, foi estatisticamente significativa ao nível de 5% e apresentou sinal positivo, demonstrando que uma elevação de um ponto percentual na taxa de juros eleva em 0,25% o número de pedidos de falência. Tal resultado está em linha com a literatura, no sentido de que elevações na taxa de juros podem alterar drasticamente os custos de empréstimos e a produção das companhias, impactando diretamente a continuidade de suas atividades (Altman, 1983; Gordon, 1988; Ece; Sayilgan, 2020). Para Omar (2008), as altas taxas de juros têm efeitos perversos para o crescimento do País e para a estabilidade econômica.

Da mesma forma, a variável $\text{Log}(Nascimento_{t-1})$, que representa o logaritmo natural da quantidade de novas empresas abertas no País, foi estatisticamente significativa ao nível de 1% e apresentou sinal positivo, demonstrando que uma variação de 1% no número de novas empresas eleva em 0,36% o número de pedido de falência, sendo as empresas novas mais vulneráveis à não continuidade dos negócios (Altman, 1983).

A variável $\text{Log}(Ibovespa_{t-1})$, que corresponde ao logaritmo natural dos pontos da Ibovespa, foi estatisticamente significativa ao nível de 10% e apresentou sinal negativo, demonstrando que uma elevação de 1% na cotação do índice Ibovespa reduz em 0,19% o número de falência das empresas, mesma evidência encontrada nos estudos de Altman (1983) e Bastos *et al.* (2009), ao verificarem uma relação negativa entre o desempenho do mercado de ações e a falência das firmas. Já a variável $\text{Log}(PIB_{t-4})$, que representa o Produto Interno Bruto do País, não foi estatisticamente significativa e apresentou sinal negativo do coeficiente, resultado contrário ao esperado conforme literatura.

Por fim, a variável $\text{Log}(Oferta Monetária_t)$, que se refere ao logaritmo natural da disponibilidade monetária para concessão de empréstimos no País, foi estatisticamente significativa ao nível de 1% e apresentou sinal negativo, demonstrando que uma variação de 1% na oferta monetária reduz em 1,05% o número de pedidos de falência. Tal resultado está em linha com a literatura, ao evidenciar que em períodos de aumento da oferta monetária e disponibilidade de crédito, a probabilidade de falência das firmas se reduz (Salman *et al.*, 2011; Ece; Sayilgan, 2020).

Como testes adicionais, foram analisados os impactos dos fatores macroeconômicos no número de pedidos de falência separados por porte e segmento das empresas, conforme resultados apresentados nas Tabelas 5 e 6.

Tabela 5 – Resultados das regressões considerando o número de pedidos de falência por porte das empresas

Número de falências	Porte das empresas					
	Micro e Pequenas		Médias		Grandes	
	Coefficiente	p-Valor	Coefficiente	p-Valor	Coefficiente	p-Valor
$\text{Log}(\text{Falências}_{t-4})$	-0,1760	0,027**	-0,0718	0,383	-0,1294	0,155
IPCA_{t-2}	-0,0631	0,245	-0,0622	0,388	-0,0453	0,607
Selic_{t-2}	0,3318	0,006***	-0,1264	0,432	0,3769	0,059*
$\text{Log}(\text{Nascimento}_{t-1})$	0,3244	0,005***	0,4078	0,007***	0,5238	0,005***
$\text{Log}(\text{Ibovespa}_{t-1})$	0,0294	0,803	-0,4584	0,004*	-0,6462	0,001***
$\text{Log}(\text{PIB}_{t-4})$	-0,5640	0,001***	0,3589	0,130	1,1658	0,000***
$\text{Log}(\text{Oferta Monetária}_t)$	-0,8023	0,000***	-1,7509	0,000***	-0,8323	0,008***
Constante	12,6321	0,000***	9,4575	0,000***	-6,1393	0,025**
Observações	138		138		138	
R ²	0,6218		0,6028		0,3476	
R ² ajustado	0,6015		0,5814		0,3125	
Residual Std. Erro	0,2048		0,2728		0,3328	
Estatística F	30,54***		28,18***		9,89***	
<i>Diagnóstico dos modelos econométricos</i>						
Breusch-Pagan-Godfrey	p-valor = 0,015		p-valor = 0,463		p-valor = 0,472	
Breusch-Godfrey	p-valor = 0,042		p-valor = 0,014		p-valor = 0,525	
Ramsey RESET	p-valor = 0,038		p-valor = 0,431		p-valor = 0,518	
Jarque-Bera	p-valor = 0,446		p-valor = 0,006		p-valor = 0,000	
VIF	Todos os VIFs < 10		Todos os VIFs < 10		Todos os VIFs < 10	

Fonte: Elaborada pelos autores. Nota: Nível de significância: *p<0,1; **p<0,02; ***p<0,01.

A Tabela 5 apresenta os resultados dos impactos dos fatores macroeconômicos no número de pedidos de falência separados por porte das empresas, sendo evidenciado, com 1% de significância, que as micro e pequenas empresas brasileiras estão mais sensíveis aos fatores macroeconômicos do que as empresas de médio e grande porte. Especificamente, as elevações na taxa básica de juros influenciam positivamente o número de pedidos de falência das micro e pequenas empresas, em que uma variação de 1% na Selic em dois períodos atrás eleva em 0,33% o número de pedidos de falência das empresas de tal porte. Tal resultado está em linha com os achados de Fonseca e Vasconcelos (2003), nos quais evidenciaram que as empresas de pequeno porte estão mais vulneráveis às oscilações da taxa básica de juros.

Da mesma forma, as micro e pequenas empresas estão mais sensíveis às elevações no Produto Interno Bruto (PIB) do que as médias empresas, sendo evidenciado, com 1% de significância, que uma variação de 1% no PIB em quatro períodos passados diminui em 0,56% o número de pedidos de falência das micro e pequenas empresas, efeito reverso encontrado para as firmas de grande porte – uma variação de 1% no PIB em quatro períodos passados eleva em 1,17% o número de pedidos de falência de empresas de grande porte.

Além disso, as empresas de grande porte estão mais sensíveis às variações da cotação do índice Ibovespa do que as micro, pequenas e médias empresas, sendo evidenciado, com 1% de significância, que uma elevação de 1% na cotação do índice Ibovespa em um período passado diminui em 0,65% o número de pedidos de falência das grandes empresas. Tal comportamento pode ser justificado devido à maior parte das empresas listadas na B3 serem de grande porte.

Ademais, conforme resultados apresentados na Tabela 5 e com 1% de significância, todos os portes estão sensíveis de forma positiva às elevações da oferta monetária, sendo evidenciado que

uma variação de 1% na oferta monetária de forma contemporânea minimiza em 0,80%, 1,75% e 0,83% o número de pedidos de falência das micro e pequenas, médias e grandes empresas, respectivamente. Tal resultado está em linha com os achados da literatura internacional e nacional.

É importante destacar que o modelo econométrico utilizado para as micro e pequenas empresas foi sensível aos testes de presença de heterocedasticidade, de autocorrelação e de especificidade; de forma contrária, os modelos econométricos para as médias e grandes empresas foram especificados de forma correta e não foi detectada a presença de autocorrelação das variáveis, além dos resíduos das regressões serem classificados como homocedásticos, conforme resultados apresentados na Tabela 5.

A Tabela 6 apresenta os resultados dos impactos dos fatores macroeconômicos no número de pedidos de falência por segmento de atuação das empresas, sendo evidenciado, com 1% de significância, que todos os segmentos estão sensíveis de forma positiva às elevações da oferta monetária – uma elevação de 1% na oferta monetária de forma contemporânea minimiza em 1,51%, 1,49% e 0,59% o número de pedidos de falência das empresas com atuação no comércio, indústria e serviços, respectivamente.

Tal resultado está em linha com os achados de Pereira *et al.* (2022), nos quais evidenciaram que a oferta de moeda está entre os fatores determinantes mais importantes que explicam as variações das exportações de produtos básicos, semimanufaturados e manufaturados por empresas brasileiras, demonstrando que a oferta de crédito incentiva a produção nacional e a sua comercialização para outros países.

Tabela 6 – Resultados das regressões considerando o número de pedidos de falência por segmento das empresas

Número de falências	Segmento de atuação das empresas					
	Comércio		Indústria		Serviços	
	Coefficiente	p-Valor	Coefficiente	p-Valor	Coefficiente	p-Valor
$\text{Log}(\text{Falências}_{t-4})$	-0,0236	0,778	-0,2270	0,005***	-0,1324	0,117
IPCA_{t-2}	-0,0906	0,243	-0,0937	0,152	-0,0361	0,556
Selic_{t-2}	0,1311	0,446	0,2234	0,123	0,2916	0,035**
$\text{Log}(\text{Nascimento}_{t-1})$	0,4071	0,014**	0,3030	0,013**	0,4760	0,000***
$\text{Log}(\text{Ibovespa}_{t-1})$	0,1287	0,422	-0,3842	0,006***	-0,3068	0,026**
$\text{Log}(\text{PIB}_{t-4})$	-0,0920	0,696	0,1575	0,435	0,0360	0,872
$\text{Log}(\text{Oferta Monetária}_t)$	-1,5051	0,000***	-1,4830	0,000***	-0,5897	0,007***
Constante	7,6074	0,007***	12,4728	0,000***	5,1137	0,010**
Observações	138		138		138	
R ²	0,5710		0,6826		0,3234	
R ² ajustado	0,5479		0,6655		0,2870	
Residual Std. Erro	0,2920		0,2453		0,2325	
Estatística F	24,72***		39,95***		8,87***	
<i>Diagnóstico dos modelos econométricos</i>						
Breusch-Pagan-Godfrey	p-valor = 0,000		p-valor = 0,312		p-valor = 0,055	
Breusch-Godfrey	p-valor = 0,487		p-valor = 0,140		p-valor = 0,105	
Ramsey RESET	p-valor = 0,107		p-valor = 0,783		p-valor = 0,035	
Jarque-Bera	p-valor = 0,040		p-valor = 0,004		p-valor = 0,424	
VIF	Todos os VIFs < 10		Todos os VIFs < 10		Todos os VIFs < 10	

Fonte: Elaborada pelos autores. Nota: Nível de significância: *p<0,1; **p<0,02; ***p<0,01.

Ademais, as variações na cotação do índice Ibovespa impactam mais o número de pedidos de falência das empresas com atuação nos segmentos da indústria e de serviços do que das empresas que atuam no ramo de comércio. Tal comportamento pode ser justificado pela maior quantidade das empresas listadas na B3 atuarem justamente nos segmentos da indústria e de serviços.

Além disso, é possível verificar que as empresas que prestam serviços estão mais vulneráveis às oscilações da taxa básica de juros do que as demais firmas que atuam em outros segmentos – uma elevação de 1% na taxa Selic em dois períodos atrás eleva em 0,29% o número de pedidos de falência das empresas com atuação na prestação de serviços.

É importante destacar que os modelos econométricos utilizados para as empresas com atuação nos segmentos de comércio e serviços foram sensíveis aos testes de presença de heterocedasticidade e de especificidade do modelo; de forma contrária, o modelo econométrico para as empresas com atuação no segmento da indústria foi especificado de forma correta e não foi detectada a presença de autocorrelação das variáveis, além de os resíduos das regressões serem classificados como homocedásticos, conforme resultados apresentados na Tabela 6.

5 CONCLUSÃO

De forma geral, os resultados indicam que a taxa básica de juros e a abertura de novas empresas têm relação positiva com a quantidade de pedidos de falência das firmas brasileiras. Já a cotação do índice Ibovespa e a oferta monetária estão associadas negativamente com o número de pedidos de falência requeridos. Além disso, foi evidenciado que as micro e pequenas empresas estão mais sensíveis aos fatores macroeconômicos do que as empresas de médio e grande porte, e que baixas taxas de juros e maiores ofertas de crédito influenciam positivamente a continuidade das empresas brasileiras, principalmente as micro e pequenas empresas e as empresas com atuação no ramo de serviços.

Diante de tais resultados, conclui-se que baixas taxas de juros e maiores ofertas de crédito influenciam positivamente a sobrevivência das empresas brasileiras, impactando o desenvolvimento da economia local, cenário diverso do momento atual, em que a taxa básica de juros está superando as duas casas desde fevereiro de 2022, e está se desenhando um possível cenário de redução da oferta de crédito por parte das instituições financeiras, influenciado pela alavancagem das firmas e pelo caso da recuperação judicial das Lojas Americanas, que gerou prejuízos bilionários para vários bancos nacionais, além da situação das Lojas Marisa, a qual está em processo de repactuação da dívida bancária que supera a casa dos 40 bilhões de reais.

Esses resultados têm implicações significativas para a economia do Brasil, fornecendo evidências de que as decisões do Bacen e da política monetária interferem nos fatores macroeconômicos e, conseqüentemente, no encerramento das atividades das empresas, impactando o crescimento econômico. Diante disso, sugere-se que as autoridades se concentrem na promoção de incentivos econômicos que estimulem o crescimento do PIB e na concessão de crédito acompanhada da redução da taxa de juros básica, para proporcionar uma estabilidade macroeconômica e favorecer o crescimento da economia local.

Além de tais implicações, espera-se que os resultados desta pesquisa ampliem os achados da literatura nacional que investigam os fatores que impactam a gestão das firmas, ao fornecer evidências dos impactos dos fatores macroeconômicos na continuidade das empresas brasileiras de todos os portes e segmentos.

Entende-se como limitação da pesquisa a não inclusão de variáveis de controle em nível firma para abranger os impactos dos fatores internos no encerramento das empresas. Como pesquisas futuras, sugere-se investigar a relação entre os fatores macroeconômicos e a dificuldade financeira das empresas brasileiras com diferentes estruturas de capital, além de realizar um comparativo

entre os indicadores de diferentes estados, identificando qual estado ou região do Brasil absorve o maior impacto dos fatores macroeconômicos na perspectiva de falência das empresas.

REFERÊNCIAS

- ALMEIDA, F. D.; DIVINO, J. A. Risco de crédito e as políticas monetárias convencional e não convencional: o caso brasileiro. **Economia Aplicada**, v. 23, n. 4, p. 27-52, 2019.
- ALTMAN, E. I. Why businesses fail. **Journal of Business Strategy**, v. 3, n. 4, p. 15-21, 1983.
- ALTMAN, E. I. *et al.* Financial distress prediction in an international context: a review and empirical analysis of Altman's Z-Score Model, **Journal of International Financial Management and Accounting**, v. 28, p. 131-171, 2017.
- ASSAF NETO, A. **Mercado financeiro**. 14. ed. São Paulo: Atlas, 2018.
- BALTAR, P. **Crescimento da economia e mercado de trabalho no Brasil**. Brasília, DF: IPEA, 2015. Disponível em: <https://econpapers.repec.org/paper/ipeipetds/2036.htm>. Acesso em: 1 dez. 2021.
- BASTOS, D. D.; NAKAMURA, W. T.; BASSO, L. F. C. Determinantes da estrutura de capital das companhias abertas na América Latina: um estudo empírico considerando fatores macroeconômicos e institucionais. **Revista de Administração Mackenzie**, v. 10, n. 6, p. 47-77, 2009.
- BACEN - BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Taxa Selic**. 2020. Disponível em: <https://www.bcb.gov.br/controleinflacao/taxaselic>. Acesso em: 22 nov. 2021.
- BACEN - BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Estatísticas Monetárias e de Crédito**. 2022. Disponível em: https://www.bcb.gov.br/content/estatisticas/hist_estatisticasmonetariascredito/202201_Texto_de_estatisticas_monetarias_e_de_credito.pdf. Acesso em: 01 mar. 2022.
- BHUIYAN, E. M.; CHOWDHURY, M. Macroeconomic variables and stock market indices: Asymmetric dynamics in the US and Canada. **The Quarterly Review of Economics and Finance**, v. 77, p. 62-74, 2020.
- CARDOSO, V. R. D. S.; PINHEIRO, M. C. Influência da recessão e das variáveis macroeconômicas sobre a estrutura de capital setorial. **Revista Contabilidade & Finanças**, v. 31, p. 392-408, 2020.
- CEYLAN, I. E. The Impact of Firm-Specific and Macroeconomic Factors on Financial Distress Risk: A Case Study from Turkey. **Universal Journal of Accounting and Finance**, v. 9, n. 3, p. 506-517, 2021.
- COSTA FILHO, A. E. Incerteza e atividade econômica no Brasil. **Economia Aplicada**, v. 18, n. 3, p. 421-453, 2014.
- DOS SANTOS, R. C. O conceito de inflação na "Teoria Geral". **Estudos Econômicos**, v. 32, n. 3, p. 441-464, 2002.

- ECE, A.; SAYILGAN, G. Macroeconomic determinants of financial distress in turkey: An econometric analysis. **Australasian Accounting, Business and Finance Journal**, v. 14, n. 5, p. 86-107, 2020.
- EGBUNIKE, C. F.; OKEREKEOTI, C. U. Macroeconomic factors, firm characteristics and financial performance: A study of selected quoted manufacturing firms in Nigeria. **Asian Journal of Accounting Research**, v. 3, n. 2, p. 142-168, 2018.
- FERREIRA, L. F. F. *et al.* Análise quantitativa sobre a mortalidade precoce de micro e pequenas empresas da cidade de São Paulo. **Revista Gestão & Produção**, v. 19, n. 4, p. 811-823, 2013.
- FONSECA, M. W.; VASCONCELOS, M. R. Política monetária: mecanismos de transmissão e impactos diferenciados nas regiões e Estados do Brasil. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 34, n. 4, p. 532-561, 2003.
- GORDON, R. J. The role of wages in the inflation process. **The American Economic Review**, v. 78, n. 2, p. 276-283, 1988.
- GUJARATI, D. N.; PORTER, D. C. **Econometria Básica**. 5. ed. Porto Alegre: AMGH Editora, 2011.
- HABIB, A. *et al.* Determinants and consequences of financial distress: review of the empirical literature. **Accounting & Finance**, v. 60, p. 1023-1075, 2020.
- KROM, V.; FELIPPE, M. C. Fatores da mortalidade de pequenas e médias empresas. **Revista Brasileira de Gestão e Desenvolvimento Regional**, v. 1, n.1, p. 3-19, 2005.
- LIBERATO, L. **Pedidos de falência avançam 12,7% em 2020**. Boa Vista, 2021. Disponível em: <https://www.boavistaservicos.com.br/blog/releases/pedidos-de-falencia-avancam-127-em-2020/>. Acesso em: 18 dez. 2021.
- LIU, D.-K.; SMITH, M. Macroeconomic Variables and Financial Distress. **Journal of Accounting, Business & Management**, v. 14, p. 17-31, 2007.
- LIU, J. Business failures and macroeconomic factors in the UK. **Bulletin of Economic Research**, v. 61, n. 1, p. 47-72, 2009.
- LIU, J.; WILSON, N. Corporate failure rates and the impact of the 1986 insolvency act: An econometric analysis. **Managerial Finance**, v. 28, n. 6, p. 61-71, 2002.
- MACHADO, M. E. R.; CERETTA, P. S.; VIEIRA, K. M. A relação entre as variáveis macroeconômicas e a concessão de crédito no mercado imobiliário brasileiro. **Revista de Gestão, Finanças e Contabilidade**, v. 4, n. 3, p. 64-84, 2014.
- MENDOZA, J. L. Influencia del contexto macroeconómico en la mortalidad de empresas en Perú. **Cuadernos de Economía**, v. 40, n. 83, p. 403-430, 2021.
- MENSAH, Y. M. An examination of the stationarity of multivariate bankruptcy prediction models: A methodological study. **Journal of Accounting Research**, p. 380-395, 1984.
- NINH, B. P. V.; THANH, T. D.; HONG, D. V. Financial distress and bankruptcy prediction: An appropriate model for listed firms in Vietnam. **Economic Systems**, v. 42, n. 4, p. 616-624, 2018.
- OLIVEIRA, A. C. S. *et al.* Análise dos efeitos das taxas de câmbio, de juros e da renda mundial sobre as exportações brasileiras de mel. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 46, n. 3, p. 61-78, 2015.

- OMAR, J. H. D. Taxa de juros: comportamento, determinação e implicações para a economia brasileira. **Revista de Economia Contemporânea**, v. 12, n. 3, p. 463-490, 2008.
- PANDINI, J.; STÜPP, D. R.; FABRE, V. V. Análise do impacto das variáveis macroeconômicas no desempenho econômico-financeiro das empresas dos setores de consumo cíclico e não cíclico da BM&FBovespa. **Revista Catarinense da Ciência Contábil**, v. 17, n. 51, 2018.
- PEREIRA, P. A. R. *et al.* Política monetária: exportações do Brasil e do Estado de Minas Gerais. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 53, n. 2, p. 90-108, 2022.
- SALMAN, A. K.; FRIEDRICHS, Y. V.; SHUKUR, G. The determinants of failure of small manufacturing firms: Assessing the macroeconomic factors. **International Business Research**, v. 4, n. 3, p. 22-32, 2011.
- SALMAN, A.; FUCHS, M.; ZAMPATTI, D. Assessing risk factors of business failure in the manufacturing sector: a count data approach from Sweden. **International Journal of Economics, Commerce and Management**, v. 3, n. 9, p. 42-62, 2015.
- SERASA EXPERIAN. **Brasil encerra 2018 com 5,3 milhões de micro e pequenas empresas inadimplentes, revela Serasa. Serasa experian**, 2019. Disponível em: <https://www.serasaexperian.com.br/sala-de-imprensa/serasa-empreendedor/brasil-encerra-2018-com-53-milhoes-de-micro-e-pequenas-empresas-inadimplentes-revela-serasa/>. Acesso em: 26 fev. 2022.
- SERASA EXPERIAN. **Ir à falência: veja os principais motivos e como evitá-los. Serasa experian**, 2020. Disponível em: <https://empresas.serasaexperian.com.br/blog/ir-a-falencia-veja-os-principais-motivos-e-como-evita-los/>. Acesso em: 16 dez. 2021.
- TINOCO, M. H.; WILSON, N. Financial distress and bankruptcy prediction among listed companies using accounting, market and macroeconomic variables. **International Review of Financial Analysis**, v. 30, p. 394-419, 2013.
- WADHWANI, S. B. Inflation, bankruptcy, default premia and the stock market. **The Economic Journal**, v. 96, n. 381, p. 120-138, 1986.

DETERMINANTES DA DISSEMINAÇÃO E MORTALIDADE DA COVID-19: UMA ANÁLISE EM CROSS-SECTION DOS BAIRROS DE SALVADOR

Causes of COVID-19's Dissemination and Death Toll: A Cross-Section Analysis of Salvador's Districts

Gisele Ferreira Tiryaki

Economista. Ph.D. em Economia. Professora Associada do Departamento de Economia, Universidade Federal da Bahia (UFBA). Praça da Piedade 6, Salvador (BA). gtiryaki@ufba.br

Cláudia Sá Malbouisson Andrade

Economista. Ph.D. em Economia. Professora Associada – UFBA. cmalbo@ufba.br

Denise Silva Matias

Médica. Ph.D. em Medicina. Professora Adjunta – Centro de Medicina Baseada em Evidências, Escola Bahiana de Medicina e Saúde Pública. Campus Brotas, Salvador (BA). denisematias@bahiana.edu.br

Maíra Lima Silva

Economista. Doutoranda do Programa de Pós-Graduação em Economia (UFBA). maaairalima@gmail.com

Resumo: A pandemia da Covid-19 tem provocado perdas significativas em vidas e qualidade da saúde das pessoas, além de impactar negativamente a geração de emprego e renda e a sustentabilidade das contas públicas. Este trabalho busca avaliar se o adensamento populacional, a intensidade das atividades econômicas, os efeitos de vizinhança e características demográficas e socioeconômicas são determinantes do contágio, mortalidade e letalidade da Covid-19. Utilizando dados em *cross-section* dos bairros do município de Salvador no período 2020-2021, foram estimados modelos de regressão quantílica, regressão robusta e análise espacial. Os resultados indicam que bairros com atividades econômicas mais intensas e com população predominantemente de homens negros com baixa escolaridade e renda apresentam maiores níveis de contaminação e gravidade da Covid-19. A predominância de idosos na população foi relevante para as taxas de incidência e mortalidade, enquanto os efeitos de vizinhança revelaram-se importantes apenas para a taxa de letalidade.

Palavras-chave: saúde; demografia; renda; vizinhança.

Abstract: Besides hurting income and job creation and public budgets' sustainability, the Covid-19 pandemic has caused major losses in human life and health quality. This paper aims at evaluating if population density, economic activity intensity, neighborhood effects, and demographic and economic features influence the degree of infection, mortality, and fatality associated with Covid-19. The paper estimates quantile, robust, and spatial regression models using cross-section data of the neighborhoods comprising Salvador's municipality during the 2020-2021 period. The results show that Covid-19's dissemination and death toll levels are greater in areas with more intense economic activity and whose population is mostly comprised of black men with low education and income levels. The predominance of the elderly in the population increases the incidence and mortality rates, while neighborhood effects were only relevant to the fatality rates.

Keywords: health; demographics; income; neighborhood.

JEL: I18; C21

1 INTRODUÇÃO

A pandemia do coronavírus SARS-CoV-2 (Covid-19) foi responsável por cerca de 7 milhões de óbitos no mundo entre março de 2020 e março de 2024, sendo mais de 700 mil no Brasil (Worldometer, 2024). As perdas também envolveram maiores taxas de desemprego e redução na renda das famílias, frutos das restrições impostas à atividade econômica por *lockdowns*. Dados do Banco Central do Brasil – BCB (2022) mostram uma contração de 4,6% no produto interno bruto (PIB) *per capita* e um aumento de 12% na taxa de desemprego do Brasil em 2020. Ademais, Levy *et al.* (2021) indicam que quase a totalidade do déficit primário do governo federal em 2020 decorreu da adoção de medidas mitigadoras dos impactos da Covid-19 (e.g. transferências diretas de renda, desonerações fiscais).

Áreas com maior densidade populacional e atividades econômicas intensas estimulam a aglomeração de pessoas, favorecendo o contágio pelo coronavírus. Essa constatação fundamentou a adoção de restrições nas atividades econômicas e na livre movimentação de indivíduos nos primeiros meses da pandemia. Ademais, outras características demográficas e aspectos socioeconômicos também influenciam a incidência e letalidade do vírus.

Indivíduos idosos, do sexo masculino e da raça negra comumente possuem comorbidades que agravam o quadro da doença, como diabetes, hipertensão e doenças cardiovasculares. Pessoas do sexo masculino também tendem a ser menos avessas ao risco e, por isso, adotam condutas que aumentam a probabilidade de contágio e letalidade da Covid-19, como ignorar medidas preventivas e adiar a busca por assistência médica. Por fim, indivíduos com baixa escolaridade e renda têm menor acesso à informação, o que compromete a aderência às práticas de prevenção contra doenças e o acesso a serviços de saúde.

Identificar fatores que tornam determinados grupos de indivíduos mais suscetíveis à contaminação e ao agravamento de infecções é um importante insumo no delineamento de políticas públicas de prevenção, controle e tratamento de doenças infectocontagiosas. A prevalência de determinadas características populacionais em espaços geográficos específicos permite estabelecer áreas de prioridade para intervenção, com estratégias de disseminação de informação e de oferta de serviços de saúde mais bem orientadas.

Este trabalho tem o objetivo de verificar a importância do adensamento populacional, da intensidade das atividades econômicas, dos efeitos de vizinhança e de características demográficas e socioeconômicas para a contaminação e letalidade da Covid-19. O estudo utiliza dados em *cross-section* de bairros do município de Salvador para estimar modelos de regressão quantílica, regressão robusta e análise espacial. Em 2021, Salvador destacava-se como a quarta capital do País em número de óbitos e a sexta em casos confirmados, ocupando posição de liderança em número de óbitos e segunda no ranking de infecções confirmadas na Região Nordeste (FMRP/USP, 2022). A estrutura de bairros de Salvador é particularmente adequada à análise proposta nesse trabalho, em razão da existência de *clusters* espaciais com intensidade nas atividades econômicas e com características demográficas e socioeconômicas específicas.

2 REVISÃO DA LITERATURA

Existe uma extensa literatura dedicada a analisar os determinantes da contaminação e gravidade dos casos da Covid-19. Muitos trabalhos têm buscado identificar fatores de risco associados às comorbidades que deixam alguns indivíduos mais predispostos à doença. Já outras pesquisas buscam avaliar como a relação entre esses fatores de risco e aspectos ambientais, comportamentais, demográficos e socioeconômicos levam à proliferação da Covid-19 e ao agravamento do quadro

de saúde dos infectados. Esta seção apresenta uma breve revisão da literatura dessa segunda linha de pesquisa, que é o foco do presente artigo¹.

Estudos mostram que a densidade populacional e a intensidade das atividades econômicas contribuem para uma maior aglomeração de pessoas, elevando o risco de disseminação do vírus. Wong e Li (2020), por exemplo, estimam que a densidade populacional explica entre 57% e 76% da variância no número de casos de Covid-19 identificados em condados americanos. Sy *et al.* (2021) encontram resultado similar, baseando-se, também, em dados de condados americanos: uma maior densidade demográfica eleva a transmissibilidade da doença, representada pelo número básico de reprodução (R_0)². Para esses autores, disparidades geográficas no grau de transmissibilidade durante os estágios iniciais de epidemias refletem essencialmente diferenças nas taxas de contato entre indivíduos.

Outras características populacionais que aparentam contribuir para o contágio e letalidade da Covid-19 são a idade, raça e sexo dos indivíduos. Pessoas idosas apresentam um alto risco de contágio e de desenvolvimento de quadros graves de Covid-19. Perrotta *et al.* (2020) e Kang e Jung (2020) afirmam que as funções imunológicas declinam com a idade, elevando a suscetibilidade dos idosos à contaminação pelo vírus. Além disso, comorbidades se intensificam em pacientes idosos, particularmente doenças respiratórias, diabetes e hipertensão, enfermidades que comprometem a recuperação dos pacientes. De acordo com Kang e Jung (2020), alguns estudos mostram que a taxa média de letalidade da Covid é de 2,3%, mas pode atingir de 8% a 10% em indivíduos com idade entre 70 e 79 anos e mais de 25% em idosos com mais de 80 anos³.

Indivíduos da raça negra também se mostram particularmente suscetíveis, em razão da prevalência de obesidade e outras comorbidades nesse grupo demográfico e do acesso restrito a serviços de saúde, em razão de restrições econômicas (Kopel *et al.*, 2020; Samuel *et al.*, 2021; Abedi *et al.*, 2021). A obesidade é um dos principais fatores de risco para a Covid-19, pois habitualmente leva a quadros de hipertensão, doenças cardiovasculares e diabetes. Dohet *et al.* (2022) afirmam que pessoas obesas também apresentam reduzido nível de adiponectina, hormônio que possui funções imunológicas anti-inflamatórias.

Utilizando dados de seis grandes cidades americanas, Benitez *et al.* (2020) mostram que bairros com maior representatividade de negros e hispânicos apresentam maiores taxas de incidência da Covid-19⁴. Dados de contaminação entre negros e imigrantes tendem a ser subestimados, já que a realização de testes de detecção é menos frequente, por serem grupos demográficos com renda mais baixa (Borjas, 2020).

Os estudos também apontam fatores biológicos, psicossociais e comportamentais que elevam a probabilidade de infecção e agravamento da doença em indivíduos do sexo masculino. Spagnolo (2020) e Kopel (2020) afirmam que mulheres apresentam respostas imunes e adaptativas mais fortes do que os homens, além de apresentarem menores níveis plasmáticos da enzima ACE2, que é um receptor funcional para o vírus.

Fatores psicossociais e comportamentais também deixam indivíduos do sexo masculino mais expostos à Covid-19, principalmente devido a sua maior propensão ao risco (Lewis; Duch, 2021). Homens preocupam-se menos com o distanciamento social e com outras medidas preventivas de contaminação, como o uso de máscaras e hábitos de higiene, e relutam em buscar ajuda médica

1 Para o leitor interessado, Booth *et al.* (2021) apresentam uma ampla discussão da literatura médica que identifica fatores clínicos de risco da Covid-19.

2 O R_0 é o número de pessoas contaminadas por um único indivíduo em uma população completamente suscetível, sendo função das taxas de contato entre indivíduos, probabilidade de transmissão e duração da infecção. Difere, portanto, do número efetivo de reprodução (R_t), definido pelo número de pessoas em uma população com algum grau de imunidade que são infectadas por um indivíduo em um ponto no tempo. De acordo com Sy *et al.* (2021), o R_0 depende do patógeno e de aspectos comportamentais e ambientais, enquanto o R_t reflete mudanças na imunidade populacional.

3 Taxa de letalidade é o percentual do número de infectados que foram a óbito.

4 A taxa de incidência ou de contaminação refere-se ao número de casos em relação à população da região.

(Baker *et al.*, 2020; Galasso *et al.*, 2020). Ademais, Capuano *et al.* (2020) argumentam que o consumo elevado de bebidas alcoólicas e tabagismo é mais prevalente entre indivíduos do sexo masculino, hábitos que comprometem a imunidade e a saúde.

Por fim, o perfil socioeconômico dos indivíduos influencia seu acesso à informação e aos serviços de saúde, afetando sua suscetibilidade à Covid-19 (Rattay *et al.*, 2020). Indivíduos de baixa renda enfrentam dificuldades em participar do ensino formal, pois precisam se engajar mais jovens em atividades laborais. Possuem, portanto, uma compreensão mais limitada da importância das práticas de prevenção contra a doença. Ademais, a menor renda inviabiliza o acesso aos testes de detecção da doença e restringe o acesso a serviços de saúde de melhor qualidade. Abedi *et al.* (2021) mostram que as taxas de mortalidade por Covid-19 nos Estados Unidos crescem de maneira significativa em condados com maior percentual de pessoas vivendo em situação de pobreza⁵. Já Samuel *et al.* (2021) argumentam que indivíduos com baixo nível educacional normalmente exercem atividades com menor qualificação e que não podem ser exercidas remotamente, o que os expõe a doenças infectocontagiosas.

Estudos sobre os determinantes da incidência e gravidade da Covid-19 no Brasil utilizaram comumente dados agregados nacionais ou em nível dos estados. Demenech *et al.* (2020), por exemplo, estimam um modelo espacial com dados em *cross-section* dos estados brasileiros e mostram que as taxas de contaminação e mortalidade por Covid-19 crescem em estados com maior desigualdade de renda. Já Figueiredo *et al.* (2020) conduzem uma análise de regressão linear, também com dados em *cross-section* dos estados brasileiros, e encontram que a desigualdade de renda e o adensamento domiciliar são importantes preditores das taxas de incidência e óbitos por Covid-19. No entanto, esses artigos não levaram em consideração outras características demográficas relevantes, como idade, raça e sexo dos indivíduos.

Tais elementos estão presentes em França *et al.* (2021), que utilizam dados agregados nacionais para verificar se a Covid-19 afetou de maneira desproporcional a população de renda mais baixa no Brasil. Os autores conduziram uma análise de decomposição para verificar o impacto de diferentes variáveis socioeconômicas e demográficas na determinação de um índice de desigualdade de renda. Posteriormente, analisaram o impacto desse índice sobre o número de casos e gravidade dos sintomas da Covid-19 entre julho e novembro de 2020. Os resultados indicam que a contaminação por Covid-19 é mais significativa entre os indivíduos de maior renda, mas a desigualdade de renda não parece estar associada com a gravidade dos sintomas. A relação positiva entre níveis de contaminação e renda é um fenômeno observado em outros estudos com dados do Brasil, inclusive no presente estudo.

Nicolelis *et al.* (2021) dedicaram-se a mostrar que restrições mais efetivas no tráfego rodoviário nos estágios iniciais da pandemia e uma melhor distribuição de recursos de saúde poderiam ter reduzido a contaminação da Covid-19 no Brasil. Utilizando um modelo multilinear, os autores mostram que um conjunto de 26 rodovias foi responsável por cerca de 30% do transbordamento espacial dos casos de Covid-19. A disseminação teve por origem a cidade de São Paulo e, posteriormente, outras 16 metrópoles foram responsáveis por quase a totalidade da interiorização da doença no País. Como as cidades menores carecem de serviços públicos de qualidade com unidades de terapia intensiva, muitos casos severos da doença foram levados para as capitais e outras cidades de maior porte, amplificando a contaminação.

Vários trabalhos têm avaliado os determinantes do avanço e letalidade da Covid-19 no País utilizando dados estaduais ou municipais. Lourenço e Santos (2022), por exemplo, avaliam a importância da idade, raça, condições de saúde dos pacientes e da infraestrutura do sistema de saúde dos municípios do estado do Rio de Janeiro. Utilizando uma análise linear em *cross-section* dos municípios e um modelo probit com microdados dos infectados, os autores encontram resultados

5 Taxa de mortalidade é o número de óbitos em relação à população.

similares ao presente trabalho: indivíduos idosos, de baixa renda e da raça negra são mais suscetíveis ao agravamento do quadro de saúde em razão da Covid-19.

Destacam-se, ainda, os trabalhos de Cavalcante e Abreu (2020) e Cestari *et al.* (2021), que buscaram avaliar os determinantes da contaminação e gravidade da Covid-19 no Rio de Janeiro e em Fortaleza, respectivamente. Cavalcante e Abreu (2020) utilizam análise espacial para mostrar que as taxas de incidência são maiores em bairros de maior renda, enquanto as taxas de mortalidade e letalidade são mais representativas em bairros de baixa renda, um resultado semelhante ao encontrado no presente trabalho e em França *et al.* (2021). Já Cestari *et al.* (2021), utilizando modelos de regressão linear e espacial, mostram que a incidência de Covid-19 se eleva em bairros com maior percentual de trabalhadores autônomos, já que estes se expõem mais ao risco de contágio por terem menores condições de trabalho remoto.

As estratégias empíricas adotadas nos estudos utilizando dados de Salvador enfatizaram a análise descritiva dos dados, mesmo aqueles que conduziram análise espacial. Natividade *et al.* (2020), por exemplo, mostram que o distanciamento social foi mais eficaz em bairros de maior renda, possivelmente por ser mais difícil para pessoas de baixa renda exercerem trabalho remoto, já que muitas delas estão engajadas na economia informal. Já a pesquisa realizada pela UFBA (2020) utiliza análise espacial para identificar os bairros de Salvador com elevado risco de contaminação, medido pela intensidade do fluxo de transporte público urbano e vulnerabilidade socioeconômica. O trabalho mostra que bairros de baixa renda localizados na região noroeste do município mostraram-se particularmente suscetíveis ao contágio.

Por fim, Pimenta *et al.* (2021) apresentam uma análise econométrica da evolução temporal da contaminação por Covid-19 nos bairros de Salvador ao longo dos primeiros quatro meses de pandemia, levando em consideração o tamanho da população, área, densidade demográfica, indicador de desenvolvimento humano, participação masculina na população do bairro e indicadores de contágio por outras patologias. A análise em painel desses autores evidencia que apenas o tamanho da população apresentou significância estatística, impactando positivamente o contágio pelo coronavírus. Já a análise espacial indica que as taxas de contágio são maiores em bairros de alta renda e as taxas de óbito em bairros de baixa renda, revelando a discrepância entre volume de testagem e acesso a serviços de saúde de qualidade associados a diferentes níveis de renda. Como apontado anteriormente, esse último resultado também ficou evidente em Cavalcanti e Abreu (2020), França *et al.* (2021) e no presente trabalho.

3 DETERMINANTES DA COVID-19: DADOS E VARIÁVEIS

Este artigo utiliza dados de contaminação e óbitos associados à Covid-19 nos 170 bairros de Salvador, entre janeiro de 2020 e agosto de 2021 (Secretaria Municipal de Saúde de Salvador – SMS, 2021). Nesse período, foram registrados mais de 200 mil casos de Covid-19, sendo que 7280 indivíduos vieram a óbito. As mulheres representam 54% dos casos identificados, mas apenas 46% dos óbitos registrados no município de Salvador. A infecção por Covid-19 foi mais letal entre pardos e pretos, levando a óbito cerca de 3,6% dos infectados, enquanto a taxa de letalidade entre amarelos e brancos foi de 3,2% e entre indígenas foi de 2,9%. Do total de óbitos, 60,4% ocorreram em adultos com idade superior a 64 anos⁶.

Na Tabela 1, são elencados os dez bairros com maiores taxas de incidência, letalidade e mortalidade associadas à Covid-19, sendo possível notar que as localidades com maior número de casos em relação à sua população não figuram entre os bairros com maior número de óbitos em relação

6 Dados da SEI (2022) indicam que idosos representam cerca de 6% da população de Salvador, mas sua participação chega a exceder 15% em bairros da região centro-atlântica do município.

ao total de casos identificados, embora alguns bairros apresentem altas taxas de incidência e mortalidade (Jardim Armação, Amaralina, Retiro, Jardim das Margaridas e Dois de Julho).

Tabela 1 – Incidência, Letalidade e Mortalidade da Covid-19 em Salvador, 2020-2021

Taxa de Incidência (Número de casos, % da população)		Taxa de Letalidade (Total de óbitos, % total de casos)		Taxa de Mortalidade (Total de óbitos, % da população)	
Jardim Armação	56.4%	Areia Branca	10.8%	Jardim Armação	1.22%
Retiro	53.4%	Periperi	7.6%	Amaralina	0.92%
Patamares	37.2%	Fazenda Grande I	7.5%	Chame-Chame	0.84%
Centro	25.6%	Santo Antônio	7.4%	Retiro	0.76%
J. Margaridas	24.7%	Cajazeiras VI	6.0%	J. Margaridas	0.72%
Amaralina	20.8%	Curuzu	5.9%	Dois de Julho	0.71%
Piatã	19.4%	Santo Agostinho	5.9%	Nazaré	0.66%
Caminho das Árvores	18.7%	Coutos	5.8%	Praia Grande	0.61%
Dois de Julho	17.2%	Mares	5.8%	Barris	0.60%
Baixa de Quintas	17.1%	Nazaré	5.7%	Santo Antônio	0.58%

Fonte: Elaboração própria, dados da SMS (2021) e da SEI (2022).

3.1 Indicadores de impacto da Covid-19 e seus determinantes

O presente trabalho tem por objetivo estimar a seguinte equação:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 dens_i + \beta_2 econ_i + \beta_3 X_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

onde Y_i representa os indicadores de incidência, mortalidade e letalidade associados à Covid-19 para cada bairro i de Salvador, com $i = 1, 2, \dots, 163$ ⁷. $dens_i$ é a densidade populacional, $econ_i$ representa medidas de intensidade da atividade econômica, a matriz X_i representa um conjunto de características socioeconômicas e demográficas e ε_i é o termo de erro.

Cinco indicadores de incidência e mortalidade da Covid-19 foram utilizados alternativamente como variável dependente Y_i : o logaritmo natural do número total de infecções contabilizadas no bairro ($\ln total$), a razão entre o número total de infecções e a população do bairro ($casos/hab$), o logaritmo natural do número total de óbitos ($\ln obitos$), a razão entre o total de óbitos e o número total de infecções ($tx/letal$) e a razão entre o total de óbitos e a população do bairro ($obitpop$). Os dados de população por bairro foram obtidos em SEI (2022)⁸.

O uso de indicadores alternativos do impacto da Covid-19 permite verificar a robustez dos resultados e analisar aspectos distintos da pandemia. Enquanto $\ln total$ e $\ln obitos$ contabilizam a disseminação e mortalidade em termos absolutos, as taxas de incidência, letalidade e mortalidade são indicadores mais precisos do grau de contaminação e gravidade da doença. Em particular, dados de mortalidade estão menos suscetíveis a subnotificações do que dados de contaminação.

Aglomerações ocorrem com maior frequência em bairros com maior densidade populacional e elevam o risco de disseminação da Covid-19. Assim, incluiu-se como variável explicativa o logaritmo natural da quantidade de habitantes por quilômetro quadrado, $\ln dens$ (SEI, 2022). Ati-

⁷ A disponibilidade de dados permitiu que os modelos fossem estimados com dados de, no máximo, 163 bairros.

⁸ Duas ressalvas devem ser feitas em relação aos dados. Informações de contaminação por Covid-19 tendem a ser inferiores ao número real, em razão de casos assintomáticos, não-testados ou não-notificados. A segunda ressalva refere-se aos dados obtidos junto à SEI (2022), que são defasados, pois foram obtidos do Censo de 2010. Infelizmente, ainda não estão disponíveis dados demográficos e socioeconômicos mais recentes dos bairros de Salvador.

vidades econômicas mais intensas também estimulam aglomerações e, por isso, dois indicadores alternativos foram utilizados para representar a variável: o logaritmo natural do consumo comercial de energia elétrica (lnenerg) e o logaritmo natural da arrecadação de ISS em 2020 (lniss)⁹.

Dados de COELBA (2021) e PMS (2021) mostram que medidas de *lockdowns* levaram a um declínio acentuado no consumo de energia elétrica e na arrecadação tributária do município (Figura 1). O consumo comercial anual de energia, em particular, reduziu 25,4% entre 2019 e 2020. Já a arrecadação de ISS no município declinou em 19,5% no mesmo período, também evidenciando a contração na atividade econômica.

Figura 1 – Consumo de energia elétrica e arrecadação de ISS no município de Salvador



Fonte: Elaboração própria com dados da COELBA (2021) e PMS (2021). Valores indicam a média móvel nos últimos 12 meses.

Características socioeconômicas e demográficas também podem influenciar o grau de contaminação e mortalidade associadas à Covid-19. Como apontado na seção 2, idade, sexo, raça, escolaridade e nível de renda são aspectos que interferem na conduta do indivíduo, elevam sua probabilidade de contágio e afetam sua capacidade de resistência à doença. As seguintes variáveis socioeconômicas e demográficas dos bairros foram incluídas no estudo (SEI, 2022): percentual da população com 65 anos ou mais (old), percentual da população do gênero feminino (mulher), percentual da população que se declara de raça branca (branco), percentual da população com 15 anos ou mais que são alfabetizadas (alfab), logaritmo natural do rendimento médio dos responsáveis por domicílios particulares permanentes (lnrenda) e percentual da população com rendimento de até um salário-mínimo (rendate1sm)¹⁰. A elevada correlação entre essas variáveis pode ocasionar multicolinearidade (Tabela A1 do Apêndice). Por essa razão, utilizou-se a análise de componentes principais (PCA) para derivar um indicador de características socioeconômicas e demográficas dos bairros.

Apenas o primeiro componente apresentou autovalor maior do que a unidade e foi retido (Tabela A2 do Apêndice). Esse componente (comp1) é positivamente relacionado com todas as variáveis, exceto com rendate1sm. Ou seja, valores maiores do componente são associados com maiores valores para renda e escolaridade e maior proporção de indivíduos idosos, da raça branca e do gênero feminino na população.

Uma avaliação preliminar da relação entre as variáveis utilizadas na análise empírica revela que a maior parte dos indicadores de contaminação e gravidade da Covid-19 apresenta correlação significativa com os indicadores de atividade econômica e, em menor grau, com o indicador de características demográficas e socioeconômicas (Tabela 2).

⁹ A economia informal é representativa no município de Salvador, o que torna o consumo de eletricidade um indicador mais robusto de atividade econômica do que estimativas de produto, ainda indisponíveis para o período de estudo.

¹⁰ Incluir o percentual da população com rendimento até um salário-mínimo permite capturar diferenças na distribuição de renda nos bairros.

Tabela 2 – Correlação em Pares entre as Variáveis

	Intotal	casoshab	Inobitos	obitpop	txletal	lndens	compl	lnenerg	lniss
Intotal	1,000								
casoshab	0,351	1,000							
Inobitos	0,949	0,234	1,000						
obitpop	0,434	0,770	0,448	1,000					
txletal	0,064	-0,194	0,179	0,289	1,000				
lndens	0,247	-0,239	0,283	-0,114	0,063	1,000			
compl	0,234	0,401	0,165	0,441	-0,055	0,194	1,000		
lnenerg	0,642	0,334	0,631	0,419	0,194	0,053	0,303	1,000	
lniss	0,486	0,406	0,385	0,204	-0,282	-0,177	0,500	0,723	1,000

Fonte: Elaboração própria.

4 ESTRATÉGIA ECONOMETRICA

As estimações econométricas iniciais utilizaram o modelo de mínimos quadrados ordinários (MQO), considerando a presença de heterocedasticidade, que é comum em estimativas com dados em *cross-section*. É possível redefinir a equação (1) da seguinte forma:

$$y_i = \sum_{q=1}^k X_{i,q} \beta_q + e_i \quad (2)$$

onde y_i representa o indicador de incidência, letalidade ou mortalidade do bairro i , com $i = 1, 2, \dots, n$ e $n = 163$. $X_{i,q}$ representa as q variáveis explicativas e e_i é o termo de erro.

Os resultados obtidos por MQO podem estar enviesados pela presença de observações extremas ou *outliers*. Estatísticas de influência são utilizadas para verificar a existência de distorções causadas por *outliers*, dentre as quais destacam-se *R-student*, *Cook's Distance*, *Leverage*, *Covratio* e *DFBETA*. O *R-student* é calculado a partir da divisão dos resíduos por seus erros-padrão estimados. Observações que apresentam um valor absoluto do *R-student* maior que dois indicam a possibilidade de viés nas estimativas obtidas pelo MQO.

Já a estatística *Cook's Distance* de uma observação é razão entre (i) a distância do valor predito quando se estima o modelo por MQO e o valor predito quando se exclui essa observação e (ii) o erro médio quadrático da regressão. A presença de *outliers* é identificada quando a *Cook's Distance* excede o valor da expressão (Bollen; Jackman, 1990).

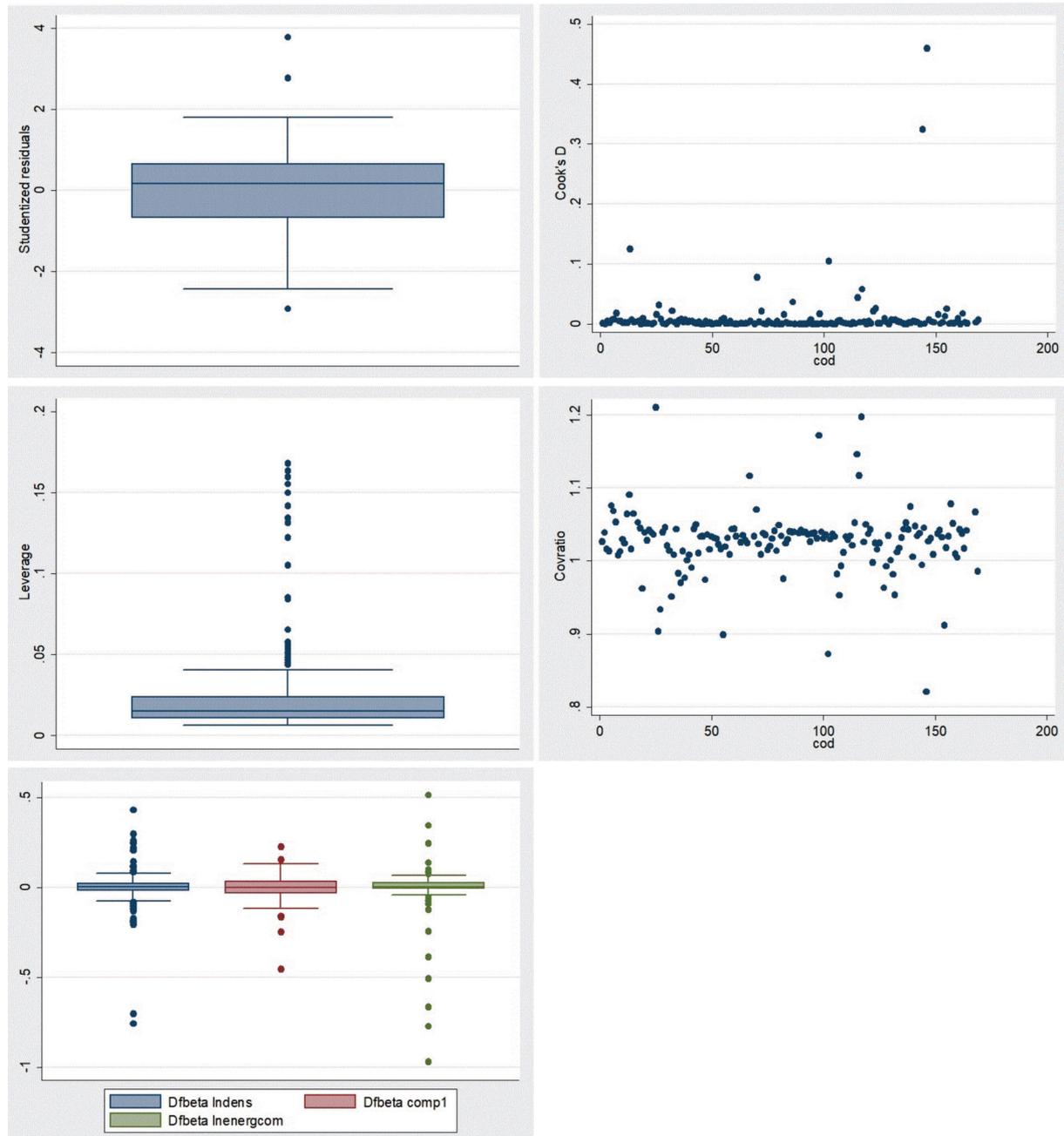
Leverage representa os elementos diagonais da matriz de projeção, ou seja, mede a distância no espaço das variáveis explicativas. Os elementos da matriz de projeção (*hat matrix*) representam a contribuição de cada observação das variáveis explicativas para o valor predito. Sempre que um elemento da matriz de projeção excede em mais de duas vezes o valor médio desses elementos diagonais, existe o indicativo da presença de *outliers* (Fox, 2015). Já a *Covratio* mede o efeito de cada observação na matriz de covariância das estimativas. Uma observação é considerada um *outlier* se a *Covratio* é superior ao valor da expressão, onde k é o número de variáveis independentes, incluindo a constante (Belsley *et al.*, 1980).

Por fim, o *DFBETA* é calculado para cada uma das variáveis explicativas do modelo: estima-se a diferença entre o coeficiente estimado de uma dada variável explicativa quando determinada observação é incluída na estimativa e o valor deste coeficiente quando a observação é omitida, padronizando essa diferença pelo erro-padrão estimado do coeficiente. Se o *DFBETA* de uma

observação excede o valor da expressão $(2/\sqrt{n})$, essa observação pode estar enviesando os resultados (Bollen; Jackman, 1990).

Como ilustração, a Figura 2 apresenta os resultados das estatísticas de influência para a estimativa da equação (2) em que $y_i = \ln total_i$ e $econ_i = \ln energ_i$ ¹¹. Observa-se que todas as estatísticas de influência apontam para a presença de *outliers*.

Figura 2 – Estatísticas de influência



Fonte: Elaboração própria. Nota: (1) modelo estimado por MQO em que $Y_i = \ln total_i$ e $econ_i = \ln energ_i$; (2) valores de referência, η , que indicam ausência de *outliers* para o R-Student, $-2 < \eta < 2$; para o Cooks' D, $\eta < 0,026$; e para o Covratio, $\eta < 0,078$.

11 As estimativas das estatísticas de influência para as demais regressões também indicam a presença de *outliers*, mas não foram apresentadas aqui por razão de espaço. Esses resultados estão disponíveis mediante solicitação aos autores.

Dois estratégias econométricas alternativas ao MQO foram utilizadas para lidar com o problema de observações extremas: a regressão mediana e a regressão robusta. A regressão mediana busca minimizar a soma dos valores absolutos dos resíduos, diferente do MQO, que minimiza a soma dos resíduos quadráticos. O estimador da regressão mediana é definido por:

$$\min_b \sum_{i=1}^n |e_i| = \sum_{i=1}^n |y_i - \hat{y}_i| = \sum_{i=1}^n |y_i - x'_i b| \quad (3)$$

onde y_i é o valor observado da variável dependente, X_i é a matriz de variáveis explicativas, \hat{y}_i é o valor predito, e_i é o termo de erro e b é o vetor de coeficientes a serem estimados.

A regressão mediana é um caso especial da regressão quantílica, que permite avaliar o impacto de uma variável explicativa em toda a distribuição de y_i , não somente na sua média condicional, como no MQO (Cameron; Trivedi, 2005). O estimador para um quartil q , $0 < q < 1$, é definido por:

$$\min_b \sum_{i: q_i \geq x'_i b} q |y_i - x'_i b| + \sum_{i: q_i < x'_i b} (1 - q) |y_i - x'_i b| \quad (4)$$

Os erros-padrão são usualmente estimados por *bootstrap*.

A regressão quantílica é eficiente na presença de *outliers* verticais que distorcem as estimativas do intercepto da regressão, mas não constitui uma solução para observações extremas que influenciam os coeficientes estimados para as variáveis explicativas (*bad leverage points*). Nesses casos, os modelos de regressão robusta têm maior eficiência Gaussiana, tais como o estimador M (Huber, 1964) e o estimador MM (Yohai, 1987). Fox e Weisberg (2019) argumentam que a derivação do estimador M pode ser classificada como uma generalização da estimação por máxima verossimilhança, definida em sua forma linear por:

$$\min_b \sum_{i=1}^n \rho(e_i) = \sum_{i=1}^n \rho(y_i - \hat{y}_i) \quad (5)$$

onde ρ é a contribuição de cada resíduo para a função objetivo¹².

De acordo com Fox e Weisberg (2019), ao definir $\psi = \rho' = \frac{\partial \rho}{\partial b}$, estimar a equação (5) produz um sistema de $(k + 1)$ valores para os coeficientes:

$$\sum_{i=1}^n \omega_i (y_i - x'_i b) x'_i = 0 \quad (6)$$

onde $\omega_i = w(e_i) = \frac{\psi(e)}{e}$, $\psi(e)$ é a função de influência, e $w(e_i)$ é uma função de ponderação. Se a função de influência é limitada (*bounded-influence*), o estimador é robusto para os valores dos resíduos e . O estimador M é, portanto, equivalente à estimação de um modelo de mínimos quadrados ponderados. No entanto, como os pesos dependem dos resíduos, que dependem dos coeficientes estimados, e estes, por sua vez, dependem dos pesos, é preciso utilizar uma solução iterativa.

12 Propriedades $\rho(e): \rho(e) \geq 0; \rho(0) = 0; \rho(e) = \rho(-e); e \rho(e_i) \geq \rho(e_j)$ se $|e_i| \geq |e_j|$.

O estimador do MQO, o estimador de Huber e o estimador *Tukey Bisquare* são casos especiais do estimador M, com funções objetivo e de ponderação específicas. Esse estimador, no entanto, não é eficiente na presença de observações com elevada influência (*high leverage*). Sugere-se, então, o uso de estimadores com função de influência limitada (*bounded-influence estimators*). Por exemplo, o estimador *least trimmed squares* (LTS) deriva os coeficientes da regressão, β , de forma a minimizar a soma dos m menores resíduos quadráticos:

$$LTS(b) = \sum_{i=1}^m |e|_{(i)}^2 \quad (7)$$

onde m é normalmente definido como $m = (n/2) + [(k + 2)/2]$.

Uma aplicação de estimadores com função de influência limitada é obter valores iniciais para a derivação do estimador M. Essa é a estratégia utilizada pelo estimador MM, que também faz uso de estimativas de influência limitada da variância dos erros. Yohai (1987) demonstra que o estimador MM é eficiente em amostras pequenas e apresenta consistência e normalidade assintótica. Veradi e Croux (2009), por sua vez, fazem uso de simulações para mostrar que o estimador MM com uma eficiência de 0,7 apresenta baixo viés em comparação com o MQO, com a regressão quantílica ou com o estimador M. Optou-se, portanto, por adotar o estimador MM com eficiência de 0,7 no presente trabalho, assumindo que os resultados obtidos com esse estimador são mais robustos em relação aos demais.

A última estratégia empírica adotada para garantir a robustez dos resultados foi considerar a possibilidade de dependência espacial. Por exemplo, o acesso a serviços de saúde e a qualidade desses serviços podem ser semelhantes em bairros vizinhos, em razão de decisões de alocação de recursos públicos. Nesse caso, a incidência, mortalidade e letalidade associadas à Covid-19 de uma localidade depende dos valores em áreas vizinhas. O acesso viário e meios de transportes compartilhados por bairros vizinhos também podem fazer com que a incidência de Covid-19 em um bairro influencie o grau de contaminação no vizinho.

A dependência espacial pode ser incorporada através de modelos do tipo *spatial lag dependence* (SLD) ou *spatial error dependence* (SED). Fischer e Wang (2011) afirmam que o modelo SLD pressupõe a existência de correlação espacial na variável dependente em razão de efeitos de vizinhança. Já o modelo SED é utilizado quando se suspeita da existência de uma variável latente não observável e espacialmente correlacionada, ou quando as vizinhanças não são corretamente definidas. Para Anselin (2003), o modelo SLD é mais apropriado para avaliar a presença e relevância da interação espacial e, por essa razão, foi utilizado neste trabalho.

Na estimativa do modelo SLD, a equação (2) precisa ser modificada para:

$$y_i = \tau \sum_{j=1}^n W_{ij} y_j + \sum_{q=1}^k X_{i,q} \beta_q + e_i \quad (8)$$

onde a variável dependente y_i da área i , com $i = 1, 2, \dots, n$, pode depender das observações da variável dependente de áreas vizinhas, y_j , com $i \neq j$. W representa a matriz de pesos espaciais (matriz de proximidade espacial), com elementos $W_{ij} \neq 0$ para cada linha i em que as colunas j representem áreas vizinhas de i , e $W_{ij} = 0$ para as linhas i em que as colunas j não sejam áreas vizinhas de i (por convenção, $W_{ii} = 0$)¹³. Já $X_{i,q}$ representa as demais variáveis explicativas, enquanto e_i é o termo de erro (assume-se que e_i é distribuído independentemente e iden-

13 Neste trabalho, utilizou-se o critério de contiguidade para definir os elementos de W , ou seja $W_{ij} \neq 0$ se duas áreas compartilham ao menos um lado comum e $W_{ij} = 0$ caso contrário (Anselin *et al.*, 2003).

ticamente). A estimativa da equação (8) é realizada por máxima verossimilhança (Anselin, 2003; Fischer; Wang, 2011).

O parâmetro τ indica a robustez da relação espacial entre y_i e $\sum_{j=1}^n W_{ij}y_j$, onde $\sum_{j=1}^n W_{ij}y_j$ é uma combinação linear de observações espacialmente relacionadas e baseadas nos valores de W_{ij} diferentes de zero. No presente trabalho, $\sum_{j=1}^n W_{ij}y_j$ representa a média da variável dependente dos bairros vizinhos. A dependência espacial é positiva, se $\tau > 0$; e negativa, se $\tau < 0$. Quando $\tau = 0$, obtém-se a estimativa da equação (2) por MQO.

Alguns testes de especificação podem ser utilizados para verificar a presença de dependência espacial (Anselin, 2003). A estatística I de Moran permite detectar a presença de autocorrelação espacial global. Valores dessa estatística maiores do que $[-1/(n-1)]$ revelam a presença de autocorrelação positiva ou a existência de *clusters*. Ou seja, áreas com altas/baixas taxas de incidência, letalidade e mortalidade associadas à Covid-19 são vizinhas de áreas que também possuem altas/baixas taxas de incidência, letalidade e mortalidade¹⁴.

A estatística I de Moran pressupõe média e variância constantes para a variável de análise e, por isso, não é indicada quando essa variável é expressa sob forma de proporção. Nesse caso, é indicado o uso do I de Moran com taxas Bayesianas empíricas (*EB Rate*), que contabiliza a instabilidade da variância de variáveis calculadas como taxas, levando em consideração as diferentes densidades populacionais das unidades observadas (Anselin, 2019).

Para identificar padrões locais de associação espacial, são comumente utilizados os indicadores I de Moran Local, I de Moran Mediana Local e EB Moran Local. Esses indicadores definem as áreas de associação espacial local por meio de mapas de *clusters*. O I de Moran Local é calculado com base na média dos valores da variável de estudo dos vizinhos de determinada área, sendo sensível à presença de *outliers*. Já o I de Moran Mediana Local utiliza a mediana dos valores da variável de estudo dos vizinhos, minimizando o problema com observações extremas. Para variáveis expressas em percentual, utiliza-se o EB Moran Local como alternativa ao I de Moran Local (Anselin, 2019).

Tanto para os testes de associação espacial global, quanto para os testes de associação local, a significância estatística é auferida por meio de inferência de permutação condicional, com o cálculo de pseudo p-valores (Anselin, 2003)¹⁵. A Tabela 3 apresenta as estatísticas para os indicadores de associação global, em que se observa a possibilidade de associação espacial para as taxas de incidência, mortalidade e letalidade. Já a evidência de associação global para o número de casos identificados e para o número de óbitos não é robusta.

Tabela 3 – Indicadores de Associação Espacial Global

	$Y_i = \text{Intotal}$	$Y_i = \text{casoshab}$	$Y_i = \text{Inobitos}$	$Y_i = \text{obitpop}$	$Y_i = \text{txletal}$
I-Moran	0.033 (0.226)	0.071 (0.061)	0.016 (0.332)	0.056 (0.103)	0.046 (0.151)
EB Rate		0.074 (0.056)		0.060 (0.092)	0.167 (0.001)

Fonte: Elaboração própria. Nota: Pseudo p-valores são apresentados entre parêntesis.

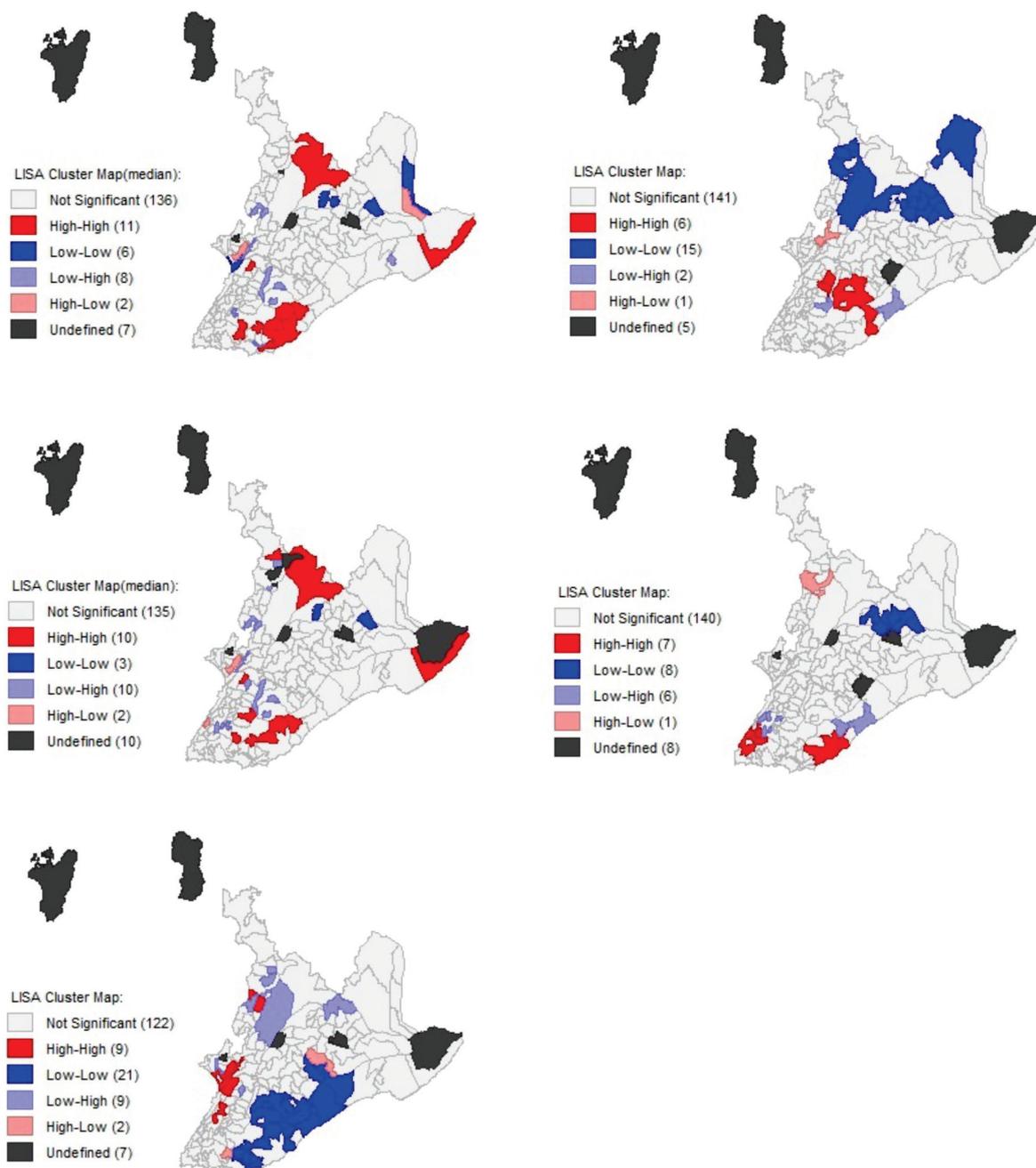
Em relação à associação local, a Figura 3 ilustra o I de Moran Mediana Local e o EB Moran Local para os indicadores de incidência e óbitos por Covid-19, sendo que o EB Moran Local foi utilizado para as variáveis expressas em proporção. A existência de associação local é restrita a pequenos *clusters*, com exceção da taxa de letalidade. A Figura 3(e) mostra um *cluster* de 21 bairros vizinhos com baixas taxas de letalidade na orla atlântica de Salvador.

14 Valores para a estatística inferiores a $[-1/(n-1)]$ indicam a presença de autocorrelação espacial negativa, revelando dissimilaridade entre as populações de áreas vizinhas (*outliers* espaciais).

15 Foram utilizados filtros de significância com valores de corte de 0,05 (valores inferiores revelam poucos *clusters* significativos). Procedimentos mais conservadores, como Bonferroni e *False Discovery Ratio*, somente são indicados em grandes amostras e, por isso, não foram utilizados aqui.

Uma alternativa ao uso dos indicadores de associação global e local é a condução de testes baseados no multiplicador de Lagrange (LM), cuja hipótese nula é de ausência de interações espaciais. Anselin (2003) e Fischer e Wang (2011) afirmam que esses testes permitem identificar a presença de dependência espacial de maneira mais efetiva do que os indicadores de associação global e local, além de apontarem se é melhor optar pela estimação por SLD ou SED¹⁶. Os resultados desses testes encontram-se na próxima seção.

Figura 3 – Associação espacial local: Mapas de clusters



Fonte: Elaboração própria. Nota: Áreas identificadas com significância estatística de 0,05.

16 Estimações que apresentam maiores valores dos testes da estatística LM são preferíveis. No presente trabalho, todas as estimações por SED apresentaram estatísticas LM inferiores às encontradas nas estimativas utilizando o modelo SLD (Fischer; Wang, 2011). Esses resultados estão disponíveis mediante solicitação aos autores.

5 ANÁLISE EMPÍRICA: DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

A Tabela 4 apresenta os resultados obtidos com a estimação dos modelos econométricos que não levam em consideração interações espaciais. Esses resultados são sensíveis à estratégia econométrica adotada. Por isso, a discussão dessa seção enfatiza os resultados obtidos com o estimador MM, considerada a estratégia mais robusta na presença de *outliers*.

Em geral, as variáveis explicativas selecionadas mostram-se determinantes para o total de casos de Covid-19 (colunas 3 e 6, Tabela 4). Assim como salientado por Wong e Li (2020) e Sy *et al.* (2021), quanto maior a densidade populacional e a intensidade das atividades econômicas em um bairro, maior o número total de casos identificados. Esse resultado é estatisticamente significativo e economicamente relevante, indicando a importância do controle de aglomerações.

Tabela 4 – Determinantes da Incidência e Gravidade da Covid-19 no Município de Salvador

	Variável Dependente: Intotal						Variável Dependente: casoshab					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	MQO	SQREG	MM-REG	MQO	SQREG	MM-REG	MQO	SQREG	MM-REG	MQO	SQREG	MM-REG
Indens	0,351**	0,298***	0,243***	0,433***	0,334*	0,150	-0,021**	-0,007**	-0,003	-0,012*	-0,003	0,001
	(0,142)	(0,078)	(0,035)	(0,105)	(0,177)	(0,094)	(0,009)	(0,003)	(0,007)	(0,007)	(0,004)	(0,002)
compl	0,007	-0,010	-0,117***	-0,075**	-0,142***	-0,141***	0,013***	0,010***	0,006***	0,011***	0,008***	0,007***
	(0,037)	(0,025)	(0,014)	(0,031)	(0,044)	(0,029)	(0,003)	(0,002)	(0,001)	(0,002)	(0,002)	(0,002)
lnenerg	0,268***	0,396***	0,833***				0,005***	0,004***	0,014***			
	(0,041)	(0,075)	(0,040)				(0,001)	(0,001)	(0,001)			
lniss				0,219***	0,245***	0,254***				0,002	0,003***	0,003***
				(0,028)	(0,032)	(0,026)				(0,002)	(0,001)	(0,001)
Const.	-0,900	-2,342*	-8,921***	0,746	1,528	3,279***	0,207**	0,085**	-0,120	0,178**	0,077*	0,038
	(1,530)	(1,290)	(0,736)	(1,038)	(1,595)	(0,956)	(0,087)	(0,040)	(0,076)	(0,068)	(0,039)	(0,025)
No. Obs.	163	163	163	128	128	128	163	163	163	128	128	128
R ²	0,551			0,396			0,319			0,371		
	Variável Dependente: Inobitos						Variável Dependente: obitpop					
	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)	(19)	(20)	(21)	(22)	(23)	(24)
	MQO	SQREG	MM-REG	MQO	SQREG	MM-REG	MQO	SQREG	MM-REG	MQO	SQREG	MM-REG
Indens	0,294***	0,411***	0,324***	0,499***	0,542***	0,329***	-0,0003**	-0,0001	-0,0001	-0,0002	0,00003	0,0001
	(0,091)	(0,100)	(0,032)	(0,100)	(0,164)	(0,108)	(0,0001)	(0,0001)	(0,0002)	(0,0001)	(0,0001)	(0,0001)
compl	-0,026	-0,037	-0,136***	-0,087***	-0,088**	-0,124***	0,0003***	0,0002***	0,0002***	0,0003***	0,0003***	0,0002***
	(0,029)	(0,038)	(0,016)	(0,029)	(0,034)	(0,030)	(0,0001)	(0,00004)	(0,0001)	(0,0001)	(0,0001)	(0,0001)
lnenerg	0,233***	0,337**	0,802***				0,0001***	0,0001***	0,0002***			
	(0,034)	(0,149)	(0,041)				(0,00002)	(0,00002)	(0,00002)			
lniss				0,191***	0,209***	0,217***				-0,00002	-0,00003	0,00002
				(0,029)	(0,033)	(0,028)				(0,0001)	(0,0001)	(0,0001)
Const.	-3,130***	-5,808**	-12,550***	-2,947***	-3,475**	-1,413	0,003**	0,002*	0,001	0,004**	0,003***	0,001
	(1,182)	(2,840)	(0,693)	(1,015)	(1,720)	(1,054)	(0,001)	(0,001)	(0,002)	(0,002)	(0,001)	(0,001)
No. Obs.	160	160	160	128	128	128	160	160	160	128	128	128
R ²	0,470			0,375			0,322			0,232		

Fonte: Elaboração própria. Nota: *, ** e *** indicam significância estatística de 10%, 5% e 1%.

Tabela 4 – Determinantes da Incidência e Gravidade da Covid-19 no Município de Salvador (cont.)

	Variável Dependente: txletal					
	(25)	(26)	(27)	(28)	(29)	(30)
	MQO	SQREG	MM-REG	MQO	SQREG	MM-REG
Indens	0.002 (0.001)	0.002* (0.001)	0.003 (0.002)	0.002* (0.001)	0.003** (0.001)	0.003 (0.002)
compl	-0.001* (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001* (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001* (0.001)	-0.001 (0.001)
lnenerg	-0.000 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)			
lniss				-0.001* (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001** (0.000)
Constante	0.023 (0.022)	0.035 (0.030)	0.027 (0.023)	0.029** (0.011)	0.013 (0.017)	0.019 (0.018)
No. Obs.	160	160	160	128	128	128
R²	0.049			0.095		

Fonte: Elaboração própria. Nota: *, ** e *** indicam significância estatística de 10%, 5% e 1%.

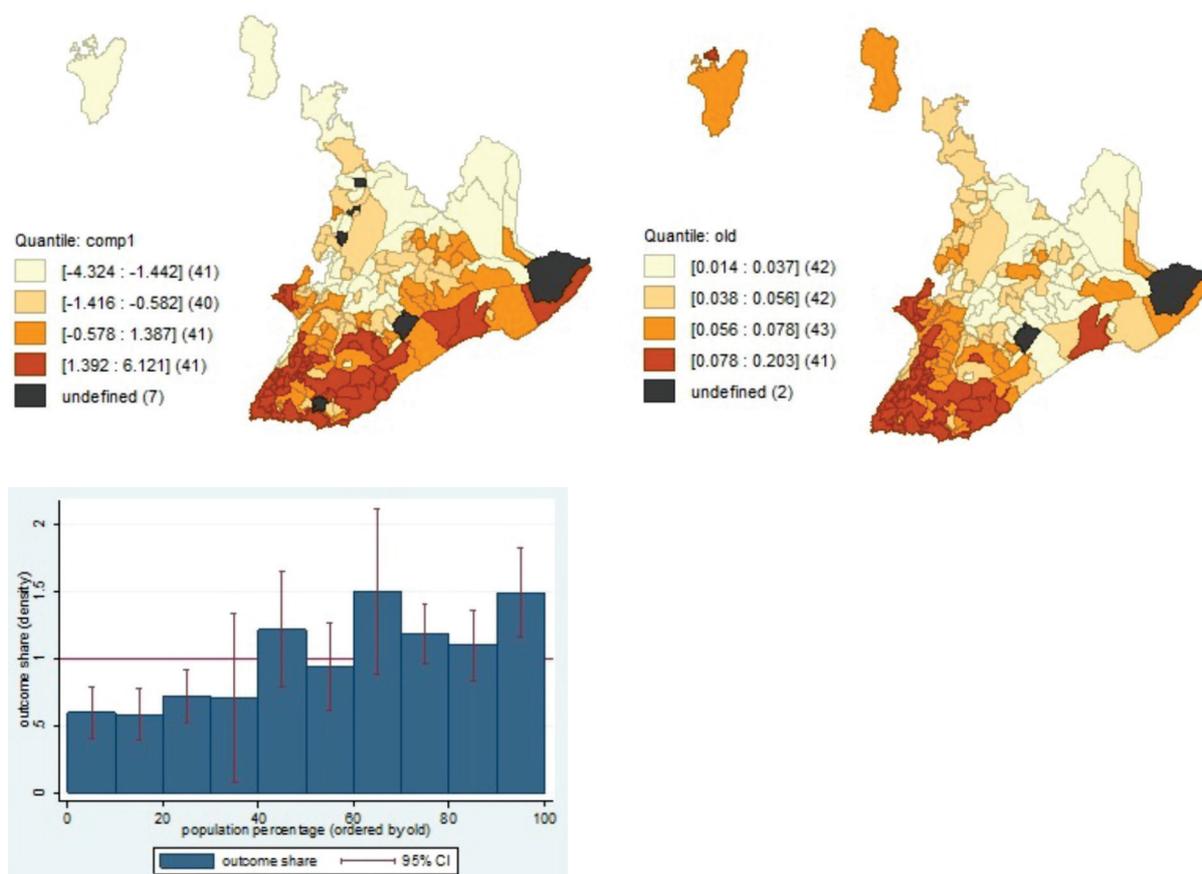
Utilizando os dados da coluna 3, observa-se que um aumento de 10% em *Indens* ou em *lnenerg* eleva o número de infecções em 2,4% e 8,3%, respectivamente. Já quando a atividade econômica é medida pela arrecadação de ISS (coluna 6), um incremento de 10% em *Indens* ou em *lniss* eleva o número de casos identificados em apenas 1,5% e 2,5%, respectivamente, mas o coeficiente de *Indens* deixa de ser estatisticamente significativo.

Outra variável que influencia o total de casos identificados de maneira estatisticamente significativa, embora com menor importância econômica, é o indicador de características demográficas e socioeconômicas. Uma elevação de 10% em *compl* reduz o número de casos identificados em 1,2% ou 1,4% (colunas 3 e 6, respectivamente). Ou seja, o número de casos identificados é menor em bairros com um maior contingente de mulheres e de pessoas que se autodeclaram brancas e com maior escolarização e maior renda. Esse resultado corrobora a literatura que aponta a maior vulnerabilidade de pessoas do sexo masculino, da raça negra e de baixa escolarização e renda ao coronavírus (Kopel, 2020; Rattay *et al.*, 2020; Capuano *et al.*, 2020; Demenech *et al.*, 2020; Figueiredo *et al.*, 2020).

O uso da taxa de incidência como variável dependente gera resultados distintos (colunas 7-12, Tabela 4). Enquanto a densidade populacional perde significância estatística, os indicadores de atividade econômica mantêm-se relevantes, embora apresentem menor representatividade econômica: uma elevação de 10% em *lnenerg* ou em *lniss* aumentaria a taxa de incidência em 1,4% ou 0,3%, respectivamente (colunas 9 e 12, Tabela 4). Já um incremento em *compl* eleva a taxa de incidência, indicando que bairros das áreas nobres de Salvador vêm apresentando maiores taxas de incidência de Covid-19 que bairros com menor renda. Como apontado na seção 2, essa evidência também está presente em Cavalcanti e Abreu (2020), França *et al.* (2021) e Pimenta *et al.* (2021).

Esse resultado contraintuitivo pode estar ocorrendo em razão das regiões mais nobres de Salvador apresentarem maior participação de idosos em sua população. Nas Figuras 4(a) e 4(b), observa-se que a distribuição espacial da variável *old* é muito semelhante a *compl*, e concentra-se na região central e orla atlântica, área nobre de Salvador (Borges; Carvalho, 2017). Já a Figura 4(c) mostra que as taxas de incidência da Covid-19 são mais baixas em bairros com menores frações da população com 65 anos ou mais. Outra explicação seria a possibilidade das áreas nobres de Salvador apresentarem atividade econômica mais intensa e, conseqüentemente, maior aglomeração. Natividade *et al.* (2020) refutam tal conclusão ao apresentarem evidência de que o distanciamento social foi mais efetivo nos bairros mais nobres do município, apesar de o consumo comercial de energia nesses bairros ser superior à média.

Figura 4 – Taxas de incidência de Covid-19 e predominância de idosos na população



Fonte: Elaboração própria.

Dados de contágio são distorcidos, em razão dos indivíduos serem assintomáticos ou não realizarem exames. Subnotificações ocorrem com mais frequência em bairros de renda mais baixa e com menor nível de escolarização. Nesse sentido, indicadores associados ao número de óbitos por Covid-19 tendem a ser mais precisos.

As regressões estimadas com o número total de óbitos por bairro como variável dependente mostram novamente a importância da densidade populacional, da intensidade das atividades econômicas e do perfil demográfico e socioeconômico da população para o número de fatalidades. Utilizando as colunas 13 e 18 da Tabela 4 como referência, observa-se que um aumento de 10% na densidade populacional, no consumo de energia e na arrecadação de ISS elevam o número de óbitos por Covid-19 em 3,2%, 8% e 2,2%, respectivamente. Já comp1 é inversamente relacionado ao número de óbitos: bairros com maior contingente de mulheres e brancos, com maior grau de escolarização e renda apresentam menos óbitos por Covid-19. No caso do total de óbitos, assim como o total de casos, a variável old não enviesou os resultados do indicador socioeconômico e demográfico. Pimenta *et al.* (2021) encontram resultado semelhante em uma análise com dados dos quatro primeiros meses da pandemia por Covid-19 em Salvador, mostrando que a mortalidade do vírus é maior nas regiões de menor renda.

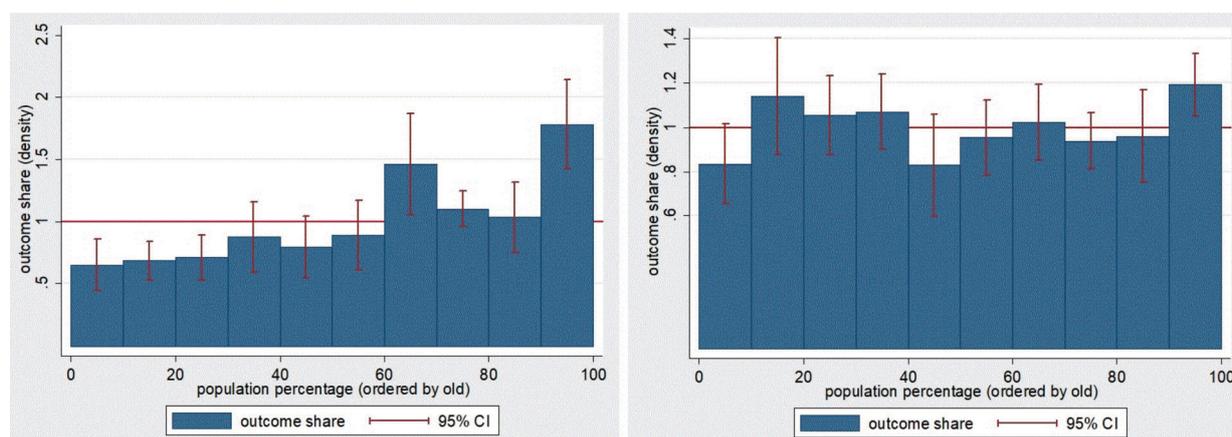
Resultados diversos são obtidos quando se utiliza a taxa de mortalidade por Covid-19 como variável dependente. Mais uma vez, a densidade populacional deixa de ser estatisticamente relevante. Já a atividade econômica mais aquecida aparenta estar associada com maiores taxas de mortalidade, mas somente quando se utiliza o consumo de energia como indicador: com base na coluna 21, um aumento de 10% no consumo de energia elevaria a taxa de mortalidade em apenas 0,16%. Assim como acontece com a taxa de incidência, a taxa de mortalidade apresenta uma relação positiva e estatisticamente significativa com o indicador demográfico e socioeconômico.

Esse resultado aparenta decorrer da relação positiva que existe entre a predominância de idosos na população e a taxa de mortalidade (Figura 5a).

Os últimos resultados apresentados na Tabela 4 utilizam a taxa de letalidade como variável dependente. Nenhuma das variáveis explicativas apresentou desempenho consistente e estatisticamente significativa, exceto compl e lniss . Bairros de maior renda e de maior arrecadação de ISS de Salvador apresentaram menores taxas de letalidade. Salienta-se, contudo, que esse indicador provavelmente exibe erro de medida, já que o total de casos identificados tende a ser subestimado, particularmente em bairros de baixa renda, o que infla as taxas de letalidade desses bairros. A taxa de letalidade somente é relacionada de maneira estatisticamente significativa com a predominância de idosos na população, old , no percentil mais elevado da distribuição dessa variável (Figura 5b).

Na Tabela 5, são apresentados os resultados das estimações de regressões espaciais. Observam-se efeitos de transbordamento espacial de maneira consistente e estatisticamente significativa apenas quando se utiliza taxa de letalidade como variável dependente (colunas 5 e 10)¹⁷: um aumento na taxa de letalidade de bairros vizinhos eleva a taxa de mortalidade em um bairro. Esse resultado é ratificado pelo teste LM, que rejeita a hipótese de ausência de efeitos espaciais com 99% de confiança. A presença de transbordamentos espaciais pode ser decorrente da qualidade similar da oferta de serviços de saúde em bairros próximos.

Figura 5 – Taxas de mortalidade e letalidade da Covid-19 e predominância de idosos na população



Fonte: Elaboração própria.

6 CONCLUSÃO

A pandemia da Covid-19 já foi responsável pela perda de um número significativo de vidas, pela contaminação de um número ainda maior de pessoas e por causar uma severa contração na atividade econômica em 2020. O grau de contaminação e a gravidade das infecções são associadas particularmente às condições de saúde do indivíduo, mas é possível identificar fatores espaciais, demográficos e socioeconômicos que tornam determinadas comunidades mais suscetíveis à doença.

Este trabalho verificou a importância da densidade demográfica, da intensidade das atividades econômicas, dos efeitos de vizinhança e das características demográficas e socioeconômicas para a incidência, mortalidade e letalidade da Covid-19. Bairros mais populosos e com atividades comerciais dinâmicas tendem a gerar aglomerações, facilitando o contágio de doenças infectocontagiosas. A literatura tem apontado que determinados grupos de indivíduos são mais suscetíveis à

¹⁷ A relevância estatística dos efeitos espaciais somente é observada quando Intotal é utilizada com variável dependente e a arrecadação de ISS é o indicador de atividade econômica (amostra menor).

contaminação e ao agravamento de infecções por Covid-19, seja por predisposição à presença de comorbidades, por restrições socioeconômicas ou por questões comportamentais.

Tabela 5 – Incidência e Gravidade da Covid-19 no Município de Salvador: Análise Espacial

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	$Y_i =$ Intotal	$Y_i =$ ca- soshab	$Y_i =$ lnobitos	$Y_i =$ obitpop	$Y_i =$ txletal	$Y_i =$ Intotal	$Y_i =$ ca- soshab	$Y_i =$ lnobitos	$Y_i =$ obi- ttop	$Y_i =$ txletal
W_i	0,009 (0,061)	-0,043 (0,108)	0,108 (0,082)	-0,039 (0,108)	0,308*** (0,095)	0,219** (0,096)	0,104 (0,104)	0,156 (0,100)	0,029 (0,115)	0,348*** (0,103)
Lndens	0,476*** (0,063)	-0,020*** (0,004)	0,436*** (0,066)	-0,0002** (0,0001)	0,001 (0,001)	0,415*** (0,077)	-0,012*** (0,004)	0,483*** (0,078)	-0,00003 (0,0001)	0,002 (0,001)
comp1	-0,023 (0,033)	0,012*** (0,003)	-0,121*** (0,033)	0,0003*** (0,0001)	-0,001 (0,001)	-0,078** (0,034)	0,010*** (0,002)	-0,089*** (0,034)	0,0003*** (0,0001)	-0,0002 (0,001)
Lnenerg	0,534*** (0,039)	0,009*** (0,003)	0,505 (0,043)	0,0003*** (0,0001)	-0,001 (0,001)					
Lniss						0,213*** (0,028)	0,002 (0,001)	0,191*** (0,027)	-0,00003 (0,0001)	-0,001 (0,0004)
Constante	-6,450*** (0,863)	0,212*** (0,053)	-4,992 (0,674)	0,003** (0,001)	0,021* (0,011)	-0,604 (0,975)	0,171*** (0,046)	-3,400*** (0,849)	0,003** (0,002)	0,015 (0,012)
No. Obs.	154	152	151	151	151	128	128	128	128	128
R²	0,635	0,284	0,587	0,271	0,113	0,427	0,376	0,39	0,232	0,188
Teste LR	0,024	0,134	1,821	0,115	9,650	5,261	0,827	2,298	0,056	10,132
p-valor	0,876	0,714	0,177	0,735	0,002	0,022	0,363	0,130	0,812	0,001

Fonte: Elaboração própria. Nota: *, ** e *** indicam significância estatística de 10%, 5% e 1%.

Os resultados apresentados neste trabalho mostram que a densidade populacional e atividades econômicas intensas contribuem para o aumento do contágio e, conseqüentemente, para a elevação do número de óbitos, em razão da maior aglomeração de pessoas. Os resultados também coadunam com achados da literatura que demonstram que idosos estão mais vulneráveis à Covid-19, assim como indivíduos da raça negra, do sexo masculino e com baixa renda e escolarização. Maior suscetibilidade imunológica e predisposição ao desenvolvimento de diabetes e hipertensão são razões para a vulnerabilidade de pessoas idosas, da raça negra e do sexo masculino. Maior propensão ao risco também faz com que homens adotem condutas que os deixam mais vulneráveis, enquanto a suscetibilidade de pessoas com baixa renda e escolarização deve-se ao seu menor acesso à informação e aos serviços de saúde.

Esses resultados sugerem a necessidade de direcionamento de políticas de saúde pública e de conscientização para esses grupos mais vulneráveis. Tais iniciativas são importantes de serem adotadas tanto para o controle da Covid-19 quanto para outras doenças infectocontagiosas. No caso do município de Salvador, em particular, o estudo permitiu identificar bairros com maior suscetibilidade e que devem receber especial atenção das autoridades governamentais. A importância de transbordamentos espaciais para as taxas de letalidade, por sua vez, revela a necessidade de se monitorar a qualidade na oferta de serviços públicos. Este estudo identificou um *cluster* com 21 bairros com baixas taxas de mortalidade na região central e atlântica do município, revelando a necessidade de se identificar boas práticas nos serviços ofertados nessas localidades para replicação em outros bairros.

A principal limitação do presente trabalho relaciona-se com restrições na base de dados. Informações socioeconômicas dos bairros de Salvador estão defasadas, pois se referem ao Censo de 2010, o que pode ter gerado viés nas estimações. Em trabalhos futuros, será possível utilizar dados atualizados do Censo, permitindo verificar a robustez dos resultados obtidos. A utilização de medidas alternativas de intensidade de aglomerações e de transbordamento espacial também pode trazer maior precisão aos resultados. A literatura tem utilizado medidas de intensidade de tráfego

nas vias (Nicolelis *et al.*, 2020) e de geolocalização de indivíduos via dados de aparelhos celulares (Natividade *et al.*, 2020) como indicadores de respeito ao distanciamento social. Trabalhos futuros podem avançar na estimação desses indicadores para os bairros de Salvador durante o período de maior intensidade da pandemia da Covid-19.

REFERÊNCIAS

- Abedi, V.; Olulana, O.; Avula, V.; Chaudhary, D.; Khan, A.; Shahjouei, S.; Li, J.; Zand, R. Racial, economic, and health inequality and COVID-19 infection in the United States. **Journal of Racial and Ethnic Health Disparities**, v. 8, n. 3, p. 732-742, 2021.
- ANSELIN, L. Spatial econometrics. In: BALTAGI, B. H. (org.). **A companion to theoretical econometrics**, ed., John Wiley & Sons, 2003, p. 310-330.
- ANSELIN, L. **GeoDa: an introduction to spatial data analysis**. Chicago: University of Chicago, 2019. Disponível em: <https://geodacenter.github.io/documentation.html>. Acesso em: 22 fev. 2022.
- BAKER, P.; WHITE, A.; MORGAN, R. Men's health: COVID-19 pandemic highlights need for overdue policy action. **The Lancet**, v. 395, p. 1886-1888, 2020.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL (BCB). **Séries temporais**. Brasília: BCB, 2022. Disponível em: <https://www3.bcb.gov.br/sgspub/>. Acesso em: 27 fev. 2022.
- BELSLEY, D. A.; KUH, E.; WELSCH, R. E. **Regression diagnostics: identifying influential data and sources of collinearity**. New York: Wiley, 1980.
- BENITEZ, J.; COURTEMANCHE, C.; YELLOWITZ, A. Racial and ethnic disparities in COVID-19: evidence from six large cities. **Journal of Economics, Race, and Policy**, v. 3, n. 4, p. 243-261, 2020.
- BOLLEN, K. A.; JACKMAN, R. W. Regression diagnostics: an expository treatment of outliers and influential cases. In: FOX, J.; LONG, J.S. (org.). **Modern Methods of Data Analysis**, p. 257-291, 1990.
- BORGES, Â.; CARVALHO, I. Revisitando os efeitos de lugar: segregação e acesso ao mercado de trabalho em uma metrópole brasileira. **Caderno CRH**, v. 30, p. 121-135, 2017.
- BORJAS, G. J. Demographic determinants of testing incidence and COVID-19 infections in New York City neighborhoods. **NBER Working Paper**, n. 26952, 2020.
- BOOTH, A.; REED, A. B.; PONZO, S.; YASSAEE, A. A.; ARAL, M.; LABRIQUE, A. Population risk factors for severe disease and mortality in COVID-19: A global systematic review and meta-analysis. **PloS One**, v. 16, n. 3, p. 1-30, 2021.
- BUPP, M. R. G. Sex, the aging immune system, and chronic disease. **Cellular Immunology**, v. 294, n. 2, p. 102-110, 2015.
- CAMERON, A. C.; TRIVEDI, P. K. **Microeconometrics: methods and applications**. New York: Cambridge University Press, 2005.
- CAPUANO, A.; ROSSI, F.; PAOLISSO, G. Covid-19 kills more men than women: an overview of possible reasons. **Frontiers in Cardiovascular Medicine**, v. 7, p. 1-7, 2020.

- CAVALCANTE, J. R.; ABREU, A. J. L. COVID-19 no município do Rio de Janeiro: análise espacial da ocorrência dos primeiros casos e óbitos confirmados. **Epidemiologia e Serviços de Saúde**, v. 29, n. 3, p. 1-9, 2020.
- CESTARI, V. R. F.; FLORÊNCIO, R. S.; SOUSA, G. J. B.; GARCES, T. S.; MARANHÃO, T. A.; CASTRO, R. R.; CORDEIRO, L. I.; DAMASCENO, L. L. V.; PESSOA, V. L.; PEREIRA, M. L. D.; MOREIRA, T. M. M. Vulnerabilidade social e incidência de COVID-19 em uma metrópole brasileira. **Ciência & Saúde Coletiva**, v. 26, n. 3, p. 1023-1033, 2021.
- COELBA. **Dados de consumo de energia por bairro de Salvador**. Salvador: COELBA, 2021.
- DEMENECH, L. M.; DUMITH, S. D. C.; VIEIRA, M. E. C. D.; NEIVA-SILVA, L. Desigualdade econômica e risco de infecção e morte por COVID-19 no Brasil. **Revista Brasileira de Epidemiologia**, v. 23, p. 1-12, 2020.
- DOHET, F.; LOAP, S.; MENZEL, A.; IDDIR, M.; DADOUN, F.; BOHN, T.; SAMOUDA, H. Obesity considerations during the COVID-19 outbreak. **International Journal for Vitamin and Nutrition Research**, v. 92, n. 1, p. 67-79, 2022.
- FACULDADE DE MEDICINA DE RIBERÃO PRETO – UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO (FMRP/USP). **Covid-19 Brasil**. Ribeirão Preto: FMRP/USP, 2022. Disponível em: <https://ciis.fmrp.usp.br/covid19>. Acesso em: 10 mar. 2022.
- FIGUEIREDO, A. M. D.; FIGUEIREDO, D. C. M. M. D.; GOMES, L. B.; MASSUDA, A.; GIL-GARCIA, E.; VIANNA, R. P. D. T.; DAPONTE, A. Social determinants of health and COVID-19 infection in Brazil: an analysis of the pandemic. **Revista Brasileira de Enfermagem**, v. 73, p. 1-7, 2020.
- FISCHER, M.M.; WANG, J. **Spatial data analysis: models, methods and techniques**. Berlin: Springer Science & Business Media, 2011.
- FOX, J. **Applied regression analysis and generalized linear models**. Londres: Sage Publications, 2015.
- FOX, J.; WEISBERG, S. **An R companion to applied regression**. Londres: Sage publications, 3. ed., 2019.
- FRANÇA, N. C.; CAMPÊLO, G. L.; DE FRANÇA, J. M. S.; VALE, E. G.; BADAGNAN, T. F. A decomposition analysis for socioeconomic inequalities in health status associated with the COVID-19 diagnosis and related symptoms during Brazil's first wave of infections. **Economia**, v. 22, n. 3, p. 251-264, 2021.
- GALASSO, V.; PONS, V.; PROFETA, P.; BECHER, M.; BROUARD, S.; FOUCAULT, M. Gender Differences in COVID-19 Related Attitudes and Behavior: Evidence from a Panel Survey in Eight OECD Countries. **NBER Working Paper**, n. 27359, 2020.
- HUBER, P. Robust estimation of a location parameter. **Annals of Mathematical Statistics**, v. 35, n. 1, p. 73-101, 1964.
- IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Censo demográfico 2022**. Brasília: IBGE, 2024. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/populacao/22827-censo-demografico-2022.html?edicao=38166&t=resultados>. Acesso em: 06 mar. 2024.
- KANG, S. J.; JUNG, S. I. Age-related morbidity and mortality among patients with COVID-19. **Infection & chemotherapy**, v. 52, n. 2, p. 154-164, 2020.

- Kopel, J.; Perisetti, A.; Roghani, A.; Aziz, M.; Gajendran, M.; Goyal, H. Racial and gender-based differences in COVID-19. **Frontiers in Public Health**, v. 8, p. 1-7, 2020.
- LEVY, P. M.; FERREIRA, S. F.; MARTINS, F. S. Política fiscal - Impactos da pandemia sobre os resultados recentes das contas públicas. **IPEA Carta de Conjuntura**, n. 50, 2021.
- LEWIS, A.; DUCH, R. Gender differences in perceived risk of COVID-19. **Social Science Quarterly**, v. 102, n. 5, p. 2124-2133, 2021.
- LOURENÇO, G. F.; DOS SANTOS, P. S. Determinantes da mortalidade por Covid-19 no Rio de Janeiro em 2020. **Cadernos de Ciências Sociais Aplicadas**, v. 19, n. 33, p. 43-56, 2022.
- Natividade, M. D. S.; Bernardes, K.; Pereira, M.; Miranda, S. S.; Bertoldo, J.; Teixeira, M. D. G.; Livramento, H. L.; Aragão, E. Distanciamento social e condições de vida na pandemia COVID-19 em Salvador-Bahia, Brasil. **Ciência & Saúde Coletiva**, v. 25, p. 3385-3392, 2020.
- Nicolelis, M. A.; Raimundo, R. L.; Peixoto, P. S.; Andreazzi, C. S. The impact of super-spreader cities, highways, and intensive care availability in the early stages of the COVID-19 epidemic in Brazil. **Scientific Reports**, v. 11, n. 1, p. 1-12, 2021.
- Perrotta, F.; Corbi, G.; Mazzeo, G.; Boccia, M.; Aronne, L.; D'Agnano, V.; Komici, K.; Mazzarella, G.; Parrella, R.; Bianco, A. COVID-19 and the elderly: insights into pathogenesis and clinical decision-making. **Aging Clinical and Experimental Research**, v. 32, n. 8, p.1599-1608, 2020.
- PIMENTA, R. M. C.; DA SILVA, R. M.; CARDOSO, G. M. P.; NERY, F. S. D.; FARIAS, V. V. L.; FIGUEREDO, W. N.; DE MACEDO, T. T. S. COVID-19 no município de Salvador: estudo ecológico dos primeiros meses da Pandemia. **Research, Society and Development**, v. 10, n. 11, p. 1-13, 2021.
- PREFEITURA MUNICIPAL DE SALVADOR (PMS). **Dados de arrecadação de ISS por bairro de Salvador**. Salvador: PMS, 2021.
- RATTAY, P.; MICHALSKI, N.; DOMANSKA, O. M.; KALTWASSER, A.; DE BOCK, F.; WIELER, L. H.; JORDAN, S. Differences in risk perception, knowledge and protective behaviour regarding COVID-19 by education level among women and men in Germany. Results from the COVID-19 Snapshot Monitoring (COSMO) study. **Plos one**, v. 16, n. 5, 2021.
- SAMUEL, L. J.; GASKIN, D. J.; TRUJILLO, A.; SZANTON, S. L.; SAMUEL, A.; SLADE, E. Race, ethnicity, poverty and the social determinants of the coronavirus divide: US county-level disparities and risk factors. **BMC Public Health**, v. 21, n. 1, p. 1-11, 2021.
- SECRETARIA MUNICIPAL DE SAÚDE (SMS). **Informações sobre contaminação e mortalidade associadas à Covid-19**. Salvador: SMS, 2021.
- Superintendência de Estudos Econômicos e Sociais da Bahia (SEI). **Sistema de informações municipais**. Salvador: SEI, 2022. Disponível em: <http://sim.sei.ba.gov.br/sim/index.wsp>. Acesso em: 27 fev. 2022.
- SPAGNOLO, P. A.; MANSON, J. E.; JOFFE, H. Sex and gender differences in health: what the COVID-19 pandemic can teach us. **Annals of Internal Medicine**, v. 173, n. 5, p. 385-386, 2020.
- SY, K. T. L.; WHITE, L. F.; NICHOLS, B. E. Population density and basic reproductive number of COVID-19 across United States counties. **PloS one**, v. 16, n. 4, 2021.

UNIVERSIDADE FEDERAL DA BAHIA (UFBA). **Risco dos bairros de Salvador ao espalhamento do COVID-19 decorrente da circulação de pessoas e condições socioeconômicas**. Salvador: UFBA, 2020. Disponível em: <http://www.transporteterrestre.eng.ufba.br/wp-content/uploads/2020/04/Nota-T%C3%A9cnica-01-Grupo-GeoCombate-COVID19-BA.pdf>. Acesso em: 21 mar. 2022.

VERADI, V.; CROUX, C. Robust regression in Stata. **The Stata Journal**, v. 9, n. 3, p. 439-453, 2009.

WONG, D. W.; LI, Y. Spreading of COVID-19: Density matters. **Plos one**, v. 15, n. 12, 2020.

WORLDOMETER. COVID-19 Coronavirus Pandemic. Disponível em: <https://www.worldometers.info/coronavirus>. Acesso em: 06 mar. 2024.

YOHAI, V. J. High breakdown-point and high efficiency robust estimates for regression. **The Annals of Statistics**, p. 642-656, 1987.

APÊNDICE A – ANÁLISE DE COMPONENTES PRINCIPAIS

Tabela A1 – Características Socioeconômicas e Demográficas: Correlação em Pares

	old	mulher	branco	lnrend	Alfab	rendate1sm
old	1,000					
mulher	0,761	1,000				
branco	0,748	0,657	1,000			
lnrend	0,686	0,678	0,951	1,000		
alfab	0,497	0,746	0,602	0,704	1,000	
rendate1sm	-0,666	-0,715	-0,864	-0,938	-0,814	1,000

Fonte: Elaboração própria.

Tabela A2 – Indicador de Características Socioeconômicas e Demográficas: PCA

Componente	Autovalor	Diferença	Proporção	Cumulativo		
Comp1	4,080	3,543	0,816	0,816		
Comp2	0,536	0,249	0,107	0,923		
Comp3	0,287	0,217	0,057	0,981		
Comp4	0,070	0,043	0,014	0,995		
Comp5	0,027	0,003	0,005	1,000		
Comp6	0,024		0,004	1,000		
Associação entre Variáveis e Componentes						
Variável	Comp1	Comp2	Comp3	Comp4	Comp5	Comp6
old	0,378	0,573	0,450	-0,562	0,0002	0,103
mulher	0,394	-0,113	0,629	0,647	-0,131	-0,034
branco	0,423	0,327	-0,364	0,237	0,539	-0,486
lnrend	0,435	0,082	-0,416	0,183	-0,058	0,771
alfab	0,379	-0,720	0,114	-0,379	0,424	0,047
rendate1sm	-0,437	0,167	0,289	0,180	0,713	0,395

Fonte: Elaboração própria.