

ECONOMIA MULTIVARIADA

UMA ABORDAGEM MODERNA

ORGANIZADORES

KILMER COELHO CAMPOS

ANA CRISTINA NOGUEIRA MAIA

ANTÔNIO MAURO DE SOUZA UCHÔA JÚNIOR

2024

VOLUME 1





ECONOMIA MULTIVARIADA

Uma Abordagem Moderna

KILMER COELHO CAMPOS

ANA CRISTINA NOGUEIRA MAIA

ANTÔNIO MAURO DE SOUZA UCHÔA JÚNIOR
(Organizadores)



2024



Esta obra está licenciada com uma Licença Creative Commons Atribuição 4.0 Internacional (CC BY 4.0).
O conteúdo desta obra e seus dados em sua forma, correção e confiabilidade são de responsabilidade exclusiva dos autores. Permitido o download da obra e o compartilhamento desde que sejam atribuídos créditos aos autores, mas sem a possibilidade de alterá-la de nenhuma forma ou utilizá-la para fins comerciais.

Editor Executivo

Dr. Everton Nogueira Silva

Editor Chefe

Dr. Luís de França Camboim Neto

1 CIÊNCIAS AGRÁRIAS

- Dr. Aderson Martins Viana Neto
- Dra. Ana Paula Bezerra de Araújo
- Dr. Arinaldo Pereira da Silva
- Dr. Aureliano de Albuquerque Ribeiro
- Dr. Cristian Epifanio de Toledo
- MSc. Edson Rômulo de Sousa Santos
- Dra. Elivânia Maria Sousa Nascimento
- Dr. Fagner Cavalcante P. dos Santos
- MSc. Fernanda Beatriz Pereira Cavalcanti
- Dra. Filomena Nádia Rodrigues Bezerra
- Dr. José Bruno Rego de Mesquita
- Dr. Kleiton Rocha Saraiva
- Dra. Lina Raquel Santos Araújo
- Dr. Luiz Carlos Guerreiro Chaves
- Dr. Luís de França Camboim Neto
- MSc. Maria Emília Bezerra de Araújo
- MSc. Yuri Lopes Silva

2 CIÊNCIAS BIOLÓGICAS

- Dra. Antônia Moemía Lúcia Rodrigues Portela
- Dr. David Silva Nogueira
- Dr. Diego Lisboa Rios

3 CIÊNCIAS DA SAÚDE

- Dra. Ana Luíza Malhado Cazaux de Souza Velho
- Msc. Cibelle Mara Pereira de Freitas
- MSc. Fabio José Antônio da Silva
- Dr. Isaac Neto Goes Silva
- Dra. Maria Verônyca Coelho Melo
- Dra. Paula Bittencourt Vago
- MSc. Paulo Abílio Varella Lisboa
- Dra. Vanessa Porto Machado
- Dr. Victor Hugo Vieira Rodrigues

4 CIÊNCIAS HUMANAS

- Dra. Alessandra Maria Sousa Silva
- Dr. Francisco Brandão Aguiar
- MSc. Julyana Alves Sales
- Dra. Solange Pereira do Nascimento

5 CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS

- Dr. Cicero Francisco de Lima
- MSc. Erivelton de Souza Nunes
- DR. Janaildo Soares de Sousa
- MSc. Karine Moreira Gomes Sales
- Dra. Maria de Jesus Gomes de Lima
- MSc. Maria Rosa Dionísio Almeida
- MSc. Marisa Guilherme da Frota
- Msc. Sílvia Patrícia da Silva Duarte
- MSc. Tássia Roberta Mota da Silva Castro

6 CIÊNCIAS EXATAS E DA TERRA

- MSc. Francisco Odécio Sales
- Dra. Irvila Ricarte de Oliveira Maia
- Dra. Cleoni Virginio da Silveira

7 ENGENHARIAS

- MSc. Amâncio da Cruz Filgueira Filho
- MSc. Eduarda Maria Farias Silva
- MSc. Gilberto Alves da Silva Neto
- Dr. João Marcus Pereira Lima e Silva
- MSc. Ricardo Leandro Santos Araújo
- MSc. Saulo Henrique dos Santos Esteves

9 LINGÜÍSTICA, LETRAS E ARTES.

- MSc. Kamila Freire de Oliveira

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação

Bibliotecária Margareth de Figueiredo Nogueira Mesquita - CRB-3 CE/543

E22

Economia multivariada: uma abordagem moderna [livro eletrônico]. / Organizadores:
Kilmer Coelho Campos, Ana Cristina Nogueira Maia e Antônio Mauro de Souza
Uchôa Júnior.- Fortaleza: Editora In Vivo, 2024.
263 p. : il.

Bibliografia.

ISBN: 978-65-87959-52-8

DOI: 10.47242/978-65-87959-52-8.

1. Economia. 2. Economia multivariada. I. Título. II. Campos, Kilmer Coelho (org.).
III. Maia, Ana Cristina Nogueira (org.). IV. Uchôa Júnior, Antônio Mauro (org.).

CDD:330

APRESENTAÇÃO

O livro "**Economia Multivariada: Uma Abordagem Moderna**" surge como uma contribuição relevante ao campo da economia aplicada, abordando de forma aprofundada as técnicas estatísticas multivariadas e suas aplicações em diferentes áreas com ênfase na economia agrária e dos recursos naturais por meio de uma abordagem metodológica robusta. O livro explora como essas ferramentas podem ser utilizadas para entender e resolver problemas complexos em um cenário econômico cada vez mais interconectado e dinâmico.

A aplicação de técnicas multivariadas, como análise fatorial e de agrupamentos, análise de correlação canônica, análise de regressão e decomposição de Oaxaca-Blinder, permitem aos pesquisadores e profissionais da área identificar padrões, relações e dinâmicas entre variáveis que influenciam diretamente o desempenho econômico e social de regiões e setores específicos. Este enfoque metodológico oferece uma forma eficiente de lidar com a multiplicidade de fatores que impactam nas economias locais e globais, proporcionando *insights* valiosos para a formulação de políticas públicas e estratégias empresariais.

A obra reflete um compromisso com a pesquisa aplicada e com a busca de soluções práticas e eficientes para os desafios econômicos atuais.

Objetivo

O objetivo central deste livro é apresentar de forma acessível e aplicada o uso das técnicas multivariadas, demonstrando como elas podem ser ferramentas poderosas para análise e tomada de decisão em contextos econômicos e empresariais. A obra contribui para o avanço do conhecimento científico e oferece uma base sólida para acadêmicos, gestores e profissionais que atuam em áreas como economia rural, desenvolvimento sustentável e políticas públicas.

Contribuições

A diversidade de temas abordados no livro reflete a amplitude e profundidade das aplicações das técnicas multivariadas. Desde a análise da produção agrícola em regiões afetadas por mudanças climáticas até o estudo do desempenho econômico-financeiro de empresas do agronegócio, os autores oferecem um panorama abrangente sobre as interações entre variáveis econômicas e sociais. O enfoque no uso dessas ferramentas proporciona ao leitor uma compreensão mais detalhada dos desafios e oportunidades enfrentados por diferentes setores e regiões.

Espera-se que esta obra inspire novas pesquisas e reflexões sobre a aplicação das técnicas multivariadas, contribuindo para o desenvolvimento econômico e social do Brasil de forma sustentável e inovadora.

Público-Alvo

O livro é voltado para acadêmicos, pesquisadores, estudantes de pós-graduação e profissionais de áreas relacionadas à economia, agronegócio, estatística e políticas públicas. Além disso, pode servir como referência para formuladores de políticas e gestores interessados em implementar soluções baseadas em análises quantitativas e cientificamente fundamentadas.

AGRADECIMENTOS

A Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES) pelo apoio financeiro essencial à concretização deste livro, viabilizado por meio do Programa de Desenvolvimento da Pós-Graduação (PDPG) Emergencial de Consolidação Estratégica dos Programas de Pós-Graduação (PPGs) Stricto Sensu Acadêmicos. Este programa tem como propósito fortalecer os PPGs com notas 3 e 4, contribuindo para a sua consolidação e promovendo a redução das assimetrias no Sistema Nacional de Pós-Graduação (SNPG), por meio da formação qualificada de mestres e doutores.

A Margareth de Figueiredo Nogueira Mesquita, bibliotecária do Departamento de Economia Agrícola do Centro de Ciências Agrárias da Universidade Federal do Ceará, por sua dedicação na revisão textual e na adaptação dos artigos às normas da Associação Brasileira de Normas Técnicas (ABNT), garantindo a excelência técnica desta publicação.

Aos organizadores, Kilmer Coelho Campos, Antônio Mauro de Souza Uchôa Júnior e Ana Cristina Nogueira Maia, pela liderança e coordenação no planejamento, desenvolvimento e execução deste livro, assegurando que cada etapa fosse conduzida com rigor científico e compromisso acadêmico.

A Coordenação do Programa de Pós-Graduação em Economia Rural da Universidade Federal do Ceará, Prof. Kilmer Coelho Campos (coordenador) e Carlene Matias Miranda (secretária), por sua constante visão de futuro e pelo apoio à disseminação do conhecimento por meio desta obra.

E, especialmente, aos autores dos capítulos, cujo trabalho árduo e contribuição intelectual foram fundamentais para a realização desta obra. Suas pesquisas refletem um compromisso profundo com a inovação e a qualidade científica, resultando em um livro que não apenas enriquece o campo da economia rural, mas também oferece um impacto significativo na comunidade acadêmica e na sociedade. Sem o empenho e a excelência de cada autor, este projeto não teria alcançado o nível de profundidade e relevância.



Capítulo 1 – DOI: 10.47242/978-65-87959-52-8-1

Autores: Laura Cunha Rebouças Lessa, Kilmer Coelho Campos, José de Jesus Sousa Lemos e Erika Costa Sousa

SINERGIAS ENTRE CLIMA E PRODUÇÃO AGRÍCOLA NO CEARÁ.....07

Capítulo 2 – DOI: 10.47242/978-65-87959-52-8-2

Autores: Francisdalva Rosa de Jesus, Ahmad Saeed Khan e Kilmer Coelho Campos

DESENVOLVIMENTO SOCIOECONÔMICO DOS MUNICÍPIOS DO CERRADO PIAUIENSE NO PERÍODO DE 2000 E 2010.....29

Capítulo 3 – DOI: 10.47242/978-65-87959-52-8-3

Autores: Erivelton de Souza Nunes, Kilmer Coelho Campos e Cicero Francisco de Lima

RELAÇÃO ENTRE DEGRADAÇÃO AMBIENTAL E PRODUÇÃO DE LAVOURAS TEMPORÁRIAS NA REGIÃO DO MATOPIBA.....57

Capítulo 4 – DOI: 10.47242/978-65-87959-52-8-4

Autores: Antonia Gislayne Moreira Alves, Kilmer Coelho Campos e Gércia Cunha De Lima

ÍNDICE DE DEGRADAÇÃO AMBIENTAL AGROPECUÁRIA DO ESTADO DO RIO GRANDE DO NORTE.....83

Capítulo 5 – DOI: 10.47242/978-65-87959-52-8-5

Autores: Trícia Gardênia Guimarães da Luz, Kilmer Coelho Campos, Francisco Laercio Pereira Braga e Vitória Biana da Silva

RELAÇÃO ENTRE MODERNIZAÇÃO DA PRODUÇÃO AGROPECUÁRIA E PERFIL SOCIOECONÔMICO DO PRODUTOR RURAL NO ESTADO DO CEARÁ.....100

Capítulo 6 – DOI: 10.47242/978-65-87959-52-8-6

Autores: Ana Cristina Nogueira Maia, Kilmer Coelho Campos, Vitória Biana da Silva, Guilherme Silva Nascimento e Trícia Gardênia Guimarães da Luz

DESEMPENHO ECONÔMICO-FINANCEIRO DAS EMPRESAS DO IAGRO NA B3.....117

Capítulo 7 – DOI: 10.47242/978-65-87959-52-8-7

Autores: Adriano Sales Coelho e Robério Telmo Campos

AVALIAÇÃO FINANCEIRA DO MANEJO FLORESTAL SUSTENTÁVEL DA CAATINGA NO MUNICÍPIO DE CARIDADE, CEARÁ.....138

Capítulo 8 – DOI: 10.47242/978-65-87959-52-8-8

Autores: Kamille Sousa de Oliveira, Kilmer Coelho Campos e Francisco José Silva Tabosa

PERFIL TÉCNICO E ECONÔMICO DOS PRINCIPAIS ESTADOS PRODUTORES DE TRIGO NO BRASIL164

Capítulo 9 – DOI: 10.47242/978-65-87959-52-8-9

Autores: Eduardo Rodrigues de Sousa Neto e Vítor Hugo Miro Couto Silva

EFEITO DO TÍTULO DE PROPRIEDADE DA TERRA SOBRE A RENDA RURAL: ESTIMAÇÃO COM A ABORDAGEM DE DECOMPOSIÇÃO192

Capítulo 10 – DOI: 10.47242/978-65-87959-52-8-10

Autores: Guilherme Silva Nascimento, Kilmer Coelho Campos, Francisco Laercio Pereira Braga e Ana Cristina Nogueira Maia

RELAÇÃO ENTRE RENDA E CONDIÇÕES DE ACESSO À TECNOLOGIA DA INFORMAÇÃO NO PERÍODO DA COVID – 19 NO BRASIL.....217

Capítulo 11 – DOI: 10.47242/978-65-87959-52-8-11

Autores: Ana Cristina Nogueira Maia, Antônio Mauro de Souza Uchôa Júnior, Fernando Marciano de Almeida, Ramon Lucas Almeida Vasconcelos e Vitória Maria Oliveira Arruda

IMPACTO DA GESTÃO ESCOLAR E DA PANDEMIA DA COVID-19 NO DESEMPENHO DOS ALUNOS DO 5º E 9º ANO NO SAEB PARA O ESTADO DO CEARÁ.....239



SINERGIAS ENTRE CLIMA E PRODUÇÃO AGRÍCOLA NO CEARÁ

Laura Cunha Rebouças Lessa

Doutoranda pelo Programa de Pós-Graduação em Economia Rural (PPGER) da Universidade Federal do Ceará – UFC. laura_crlessa@alu.ufc.br.

Lattes: <http://lattes.cnpq.br/6575885900248735>.

Orcid: <https://orcid.org/0000-0002-5000-3002>.

Kilmer Coelho Campos

Professor Associado IV do Departamento de Economia Agrícola e do Programa de Pós-Graduação em Economia Rural (PPGER) da Universidade Federal do Ceará e Doutor em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Viçosa.

Lattes: <http://lattes.cnpq.br/6206120391191140>

ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-7752-2542>

José de Jesus Sousa Lemos

Professor do Programa de Pós-Graduação em Economia Rural da Universidade Federal do Ceará e Pós-Doutor em Economia dos Recursos Naturais e do Meio Ambiente pela Universidade da Califórnia, Riverside, USA. lemos@ufc.br

Lattes: <http://lattes.cnpq.br/5498218246827183>

ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-1460-0325>

Erika Costa Sousa

Doutoranda pelo Programa de Pós-Graduação em Economia Rural (PPGER) da Universidade Federal do Ceará – UFC. erikacosta115@gmail.com.

Lattes: <http://lattes.cnpq.br/5597065736818875>

ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-3267-2779>

RESUMO

A pesquisa objetivou avaliar como a distribuição espacial e temporal da pluviometria influenciou a produção agrícola do estado do Ceará nas unidades agrícolas familiares (UAF) e unidades agrícolas patronais (UAP), com base nas informações do Censo Agropecuário de 2006, realizado em boa quadra chuvosa e do Censo Agropecuário de 2017, último ano do período de seca iniciado em 2012 no Nordeste. Supõe-se que as diferenças ocorridas nos anos estudados, bem como nas regiões climáticas do Ceará se deu devido à heterogeneidade pluviométrica espacial que ocorreu entre os municípios do Estado nos anos analisados. Para buscar respostas para o problema foi testada a ocorrência de diferenças nas médias pluviométricas entre os referidos anos, bem como entre as regiões climáticas por meio da análise de regressão linear. Para agregar as variáveis que definem a produção agropecuária no Estado foi construído um índice de produção, utilizando o método de análise fatorial. As evidências confirmaram que a redução da pluviometria nas produções agropecuárias do Estado se transferiu para a produção agregada tanto nas UAF como nas UAP, o que confirma a hipótese de que o clima induziu diferenças na produção agrícola no semiárido do Ceará.

Palavras-chave:

Instabilidade climática
Semiárido Agricultura
Familiar
Agricultura Patronal

SYNERGIES BETWEEN CLIMATE AND AGRICULTURAL PRODUCTION IN CEARÁ

ABSTRACT

The research aimed to evaluate how the spatial and temporal distribution of rainfall influenced agricultural production in the state of Ceará in family agricultural units and employer agricultural units, based on information from the 2006 Agricultural Census, carried out in good rainy season. and the 2017 Agricultural Census, the last year of the drought period that began in 2012 in the Northeast. It is assumed that the differences that occurred in the years studied, as well as in the climatic regions of Ceará, were due to the spatial rainfall heterogeneity that occurred between the municipalities of the State in the analyzed years. To find answers to the problem, the occurrence of differences in rainfall averages between the years, as well as between the climatic regions, was tested through linear regression analysis. To aggregate the variables that define agricultural production in the State, a production index was constructed, using the factor analysis method. The evidence confirmed that the reduction in rainfall in agricultural production in the State was transferred to aggregate production both in the UAF and in the UAP, which confirms the hypothesis that the climate induced differences in agricultural production in the semi-arid region of Ceará.

Keywords:

Climatic instability
Semi-arid
Family farming
Patronal farming

1 INTRODUÇÃO

O semiárido brasileiro é composto por 1.427 municípios, espalhados em todos os estados da região Nordeste, no norte de Minas Gerais e no Espírito Santo. O Ceará possui 171 dos seus 184 municípios (93%), reconhecidos pelo Governo Federal como parte do semiárido oficialmente definido, em concordância com a última delimitação feita pelo Conselho Deliberativo da SUDENE (Superintendência do Desenvolvimento do Nordeste), em dezembro de 2021 (SUDENE, 2021).

Os municípios que se enquadram como pertencentes ao semiárido precisam atender a critérios pré-definidos de precipitação pluviométrica anual igual ou inferior a 800 mm; índice de Aridez de Thorntwaite igual ou inferior a 0,50; e percentual diário de déficit hídrico igual ou superior a 60% (MIN, 2017). Em se tratando de características climáticas, há ocorrência de duas estações bem distintas, com muitos meses de seca e um curto período de chuva, precipitação acumulada média em torno de 600 mm/ano no interior do Nordeste. (Romero, 1988; Marengo *et al.*, 2011)

A região semiárida é caracterizada pela presença de altas temperaturas, baixa umidade relativa do ar e instabilidade espacial e temporal no regime de chuvas (Marengo; Bernasconi, 2015; Marengo *et al.*, 2011; Lemos, 2020; Salviano *et al.*, 2020). Observando o estado do

Ceará, é possível perceber que possui todos os atributos técnicos que caracterizam o semiárido e possui heterogeneidade em suas características geográficas, tais como no revestimento florístico, nas paisagens, nas condições de solo e no clima. Em se tratando da pluviometria, devido à variabilidade ocorrida nas diferentes áreas do estado, a Fundação Cearense de Meteorologia (FUNCEME), dividiu o Ceará em oito regiões climáticas.

Entre os anos de 2012 e 2017, ocorreu uma seca extrema no semiárido brasileiro, que provocou prejuízos econômicos, sociais, ambientais e humanos. A ocorrência deste fenômeno climático em áreas degradadas, altas taxas de pobreza, desigualdade social e infraestruturas deficientes pode resultar em graves impactos. (Antwi-Agyei *et al.*, 2012; Buriti; Barbosa, 2018; Ebi ; Bowen, 2016).

No semiárido em geral, e no cearense em particular, há o predomínio no cultivo de culturas de sequeiro, dependentes exclusivamente da ocorrência de chuvas, que se apresentam de grande importância na manutenção da renda e da segurança alimentar dos agricultores que as cultivam. Também se constata o deficiente uso de tecnologias que seriam necessárias para a manutenção de maiores produtividades, tais como o uso de máquinas e implementos modernos, sementes de melhores qualidades e irrigação. Todos esses fatores corroboram para que a agricultura cearense consiga ser econômica, social e ambientalmente instável (Lemos *et al.*, 2020).

É claro que a pluviometria e a temperatura são fatores que fogem das decisões dos agricultores e que afetam diretamente as atividades agrícolas, sobretudo as de sequeiro, que são exclusivamente dependentes das chuvas para se desenvolverem (Lemos *et al.*, 2020). Portanto, as atividades agrícolas, tal como praticada sob essas condições, são consideradas de alto risco econômico, social e ambiental, apresentando, muitas vezes, baixa produtividade quando comparadas com outras regiões do Nordeste que não pertencem ao semiárido. (Beyer *et. al.*, 2016; Fischer *et. al.*, 2002; Lemos, 2020).

De acordo com o Censo Agropecuário de 2017, o estado do Ceará possui 394.330 estabelecimentos agropecuários, divididos em 297.862 Unidades agrícolas familiares (UAF) e 96.468 Unidades Agrícolas Patronais (UAP) (IBGE,2019). Grande parte desses estabelecimentos depende da água das chuvas para a realização de suas atividades agrícolas.

Dado o exposto, o presente estudo buscou responder aos seguintes questionamentos: De que forma a distribuição espacial das chuvas influenciaram na definição da produção agrícola vegetal e pecuária nas unidades agrícolas familiares (UAF) e nas unidades agrícolas patronais (UAP) durante o período de estabilidade hídrica e ao final do último período de

estiagem pluviométrica no Estado do Ceará?; Houve diferença significativa da produção agrícola no Ceará em 2017 (ano de dificuldades pluviométricas) vis a vis com o que aconteceu em 2006 que foi um ano de pluviometria mais abundante no estado?; e Há diferenças nas capacidades de adaptações às variações nas pluviometrias entre as UAF em relação às UAP no Ceará?

Tendo como âncora de sustentação a busca das respostas a esses questionamentos a pesquisa tem o seguinte objetivo geral: avaliar de que forma a distribuição espacial e temporal da pluviometria influenciou na produção agrícola do estado do Ceará nas unidades agrícolas familiares (UAF) e nas unidades agrícolas patronais (UAP), realizando comparações com informações obtidas no Censo Agropecuário de 2006 e no Censo Agropecuário de 2017, último ano do período de estiagem que começou em 2012 no Nordeste.

Os objetivos específicos da pesquisa são: Constatar a existência de diferenças nas médias pluviométricas entre os anos estudados, bem como nas regiões cearenses; aferir se há diferenças entre as UAF e UAP acerca da interação entre pluviometria e as variáveis que definem as produções vegetal e pecuária, de forma agregada, no Ceará, em 2006 e 2017; e construir um índice que meça as diferenças produtivas entre as UAF e UAP, em 2006 e 2017.

2 DEFINIÇÃO DE SECA E OCORRÊNCIA NO SEMIÁRIDO CEARENSE

A região semiárida brasileira possui como característica marcante a ocorrência de duas estações bem distintas, com muitos meses de estiagem e um curto período de chuva, concentrado em quatro meses anuais. A precipitação acumulada durante o ano possui média em torno de 600 mm no interior do Nordeste (Romero, 1988; Marengo *et al.*, 2011).

Quando o processo de estiagem ocorre por longo período, configura-se como seca. As secas podem ser conceituadas como a escassez de água por períodos prolongados e que abrange áreas extensas, sendo caracterizada ainda, pela alta variabilidade espacial e temporal das chuvas (Bernardy *et al.*, 2011; Alpino *et al.*, 2016). Segundo Silva *et al.* (2013), as secas são consideradas fenômenos naturais severos, e sofre fortes influências das características fisiográficas do local. Quando as secas acontecem em ambientes ocupados por pessoas, causando prejuízos socioeconômicos nas mesmas, são consideradas como desastres naturais.

De fato, a ocorrência deste fenômeno acarreta diversos problemas e, para além da falta de chuvas, as populações que residem nas regiões afetadas sofrem com o aumento nos casos de doenças relacionadas a água; perda de animais, que falecem por inanição e/ou desidratação; queda na produtividade das terras, entre outros. Todos esses fatores, atrelados

a ineficiência das políticas públicas de convivência com a seca, corroboram para a existência de grandes diferenças econômicas entre a região nordeste e as demais regiões brasileiras (Villa, 2001; Stanke *et al.*, 2013; Sena *et al.*, 2014).

Em evento recente, entre o final do ano de 2011 e o ano de 2017, a região Nordeste foi atingida por uma das piores secas dos últimos 100 anos, provocando impactos significativos nas atividades agrícolas, no meio ambiente e na economia local. Contudo, diferente do observado em situações passadas, não houve relatos de migração, caos social ou aumento exacerbado no número de pessoas famintas, haja vista que a população rural conseguiu encontrar outros meios para a sobrevivência, tais como diversificação da renda familiar com alternativas não agrícolas, e o acesso aos programas de transferências de renda, como aposentadoria rural e Bolsa Família (Aquino; Nascimento, 2020; Martins; Magalhães, 2015; Nys; Engle; Magalhães, 2016).

3 METODOLOGIA

A metodologia aplicada neste estudo baseia-se em uma abordagem empírica que examina as interações entre variáveis climáticas e a produção agropecuária no estado do Ceará. O foco principal está em avaliar como a distribuição espacial e temporal da precipitação influencia a produtividade em diferentes unidades agrícolas. A coleta de dados foi realizada utilizando informações provenientes dos Censos Agropecuários de 2006 e 2017, assim como dos registros de precipitação fornecidos pela Fundação Cearense de Meteorologia (FUNCEME). Para análise, foram utilizadas técnicas de regressão e análise fatorial, buscando identificar as sinergias entre clima e produção agrícola.

3.1 Base de dados

Para o desenvolvimento empírico do trabalho, foram coletados dados relacionados à produção agropecuária do Ceará junto aos Censos Agropecuários de 2006 e 2017, bem como das precipitações pluviométricas dos municípios cearenses nos anos de 2006 e 2017, junto à Fundação Cearense de Meteorologia e Recursos Hídricos (FUNCEME), além da regionalização climática dos 184 municípios do estado definida pela FUNCEME, da forma como se mostra no Quadro 1.

Quadro 1 - Regionalização do estado do Ceará de acordo com a FUNCEME

Região	Municípios
Cariri	28
Ibiapaba	26
Jaguaribana	24
Litoral de Fortaleza	14
Litoral de Pecém	16
Litoral Norte	22
Maciço de Baturité	14
Sertão Central e Inhamuns	40
Total	184

Fonte: FUNCEME (2021).

Para estudar as oito (8) regiões foram utilizadas as variáveis Y_i , ($i= 1,2,3, 4, \dots, 184$; e $j=1,2, 3, \dots 8$). Estas variáveis estão discriminadas no Quadro 2.

Quadro 2 – Relação das variáveis utilizadas

Variável	Definição
X_{i1}	Precipitação de chuvas (mm)
X_{i2}	Pessoal ocupado
X_{i3}	Valor da produção vegetal em relação ao PIB do município (%) ¹
X_{i4}	Valor da produção pecuária em relação ao PIB do município (%) ¹
X_{i5}	Área relativa de lavouras permanentes (%)
X_{i6}	Área relativa de lavouras temporárias (%)
X_{i7}	Área relativa com pastagens (%)
X_{i8}	Valor do financiamento obtido por município em valores corrigidos para 2020 ¹
X_{i9}	PIB agrícola do município corrigido para valores de 2020 ¹
X_{i10}	Produtividade da lavoura (%)
X_{i11}	Produtividade de pastagens (%)

Fonte: Estimativas feitas a partir dos dados da Funceme e do IBGE.

Todas as análises foram realizadas no software *Statistical Package for the Social Sciences* (SPSS) versão 20.

3.2 Avaliação das diferenças entre as pluviometrias ocorridas em 2006 e 2017 e por regiões climáticas

O estudo supõe que as diferenças produtivas entre os anos de 2006 e 2017 e entre as regiões climáticas do Ceará ocorrem devido a diferenças pluviométricas, portanto a continuidade dessa análise no estudo somente faz sentido se forem constatadas diferenças significativas entre os anos e entre as regiões climáticas. Desse modo, afim de definir a diferença ou a igualdade estatística no volume de chuvas, utiliza-se o método de análise por regressão.

¹Valores atualizados para o ano base de 2020 utilizando o IGP-DI da Fundação Getúlio Vargas.

Para detectar diferenças de pluviometrias médias nos municípios entre os anos de 2006 e 2017 utiliza-se o modelo apresentado na equação 1:

$$Y_{ij} = \beta_0 + \beta_1 D + \varepsilon_{ij} \quad (1).$$

em que: a variável Y_{ij} é a pluviometria total associada a i -ésima observação ($i = 1, 2, 3, \dots, 184$) no j -ésimo ano ($j = 2006, 2017$), e D representa uma variável binária. $D = 0$ para as observações das pluviometrias dos municípios no ano de 2006; $D = 1$ para as observações das pluviometrias dos municípios em 2017. O coeficiente linear (β_0) será a média da pluviometria em 2017. O coeficiente angular (β_1), sendo estatisticamente diferente de zero, significa que as pluviometrias médias dos municípios cearenses são diferentes entre 2006 e 2017. Neste caso, sendo somado ao valor estimado para (β_0) aferirá a pluviometria média para o ano de 2006. O termo aleatório (ε_{ij}), por hipótese, é ruído branco, o que significa que tem média zero, variância constante e não é autorregressivo.

Para testar as diferenças entre as pluviometrias das oito regiões climáticas em que a FUNCEME dividiu o Ceará, testam-se as diferenças para 2006 e para 2017. Neste caso a equação utilizada é:

$$Y_{ij} = \beta_0 + \beta_1 D_1 + \beta_2 D_2 + \beta_3 D_3 + \beta_4 D_4 + \beta_5 D_5 + \beta_6 D_6 + \beta_7 D_7 + \varepsilon_{ij} \quad (2).$$

Neste caso, Y_{ij} é a pluviometria dos municípios no ano j ($j = 2006, 2017$), as variáveis D_k ($k = 1, 2, \dots, 8$) são *dummies* (binárias) que assumem os seguintes valores:

$D_1 = 1 = \text{Cariri}$ ou $D_1 = 0 = \text{Demais regiões}$;

$D_2 = 1 = \text{Ibiapaba}$ ou $D_2 = 0 = \text{Demais regiões}$;

$D_3 = 1 = \text{Jaguaribana}$ ou $D_3 = 0 = \text{Demais regiões}$;

$D_4 = 1 = \text{Litoral de Fortaleza}$ ou $D_4 = 0 = \text{Demais regiões}$;

$D_5 = 1 = \text{Litoral de Pecém}$ ou $D_5 = 0 = \text{Demais regiões}$;

$D_6 = 1 = \text{Litoral Norte}$ ou $D_6 = 0 = \text{Demais regiões}$;

$D_7 = 1 = \text{Maciço de Baturité}$ ou $D_7 = 0 = \text{Demais regiões}$

Quando $D_1 = D_2 = D_3 = D_4 = D_5 = D_6 = D_7 = 0$ o coeficiente linear da equação (2) será a pluviometria média da região Sertão Central e Inhamuns. Caso os β_k ($k = 1, 2, \dots, 7$) forem estatisticamente diferentes de zero, significa que as pluviometrias médias das regiões são diferentes. O termo aleatório ε_{ij} , por hipótese, também é ruído branco. Se as hipóteses

associadas aos termos aleatórios forem confirmadas, os coeficientes lineares e angulares das equações (1) e (2) podem ser estimados o método dos Mínimos Quadrados Ordinários (Wooldridge, 2011; Gujarati; Porter, 2011).

3.3 Estatística descritivas das variáveis

Na pesquisa são mostradas as estatísticas descritivas das variáveis estudadas, basicamente as médias aritméticas e os coeficientes de variação (CV). Os CV, por definição, aferem a relação percentual entre o desvio padrão e a média de uma variável aleatória. Na prática, a magnitude do CV indica como as observações estão distribuídas em torno da média de uma variável aleatória.

Quanto mais elevado o CV mais heterogênea será a distribuição. Quando se trata de pluviometria, o CV poderá ser utilizado como aferidor da instabilidade/estabilidade pluviométrica. Quanto maior for o CV da distribuição de chuvas em determinado espaço de tempo, ou espacialmente entre os municípios, mais instável será a precipitação de chuvas. Para a utilização do CV como aferidor de heterogeneidade/homogeneidade ou de instabilidade/instabilidade de variáveis aleatórias pode ser útil a definição de escalas de variação dos CV. Isso foi feito por Gomes (1985) e está mostrado no Quadro 3.

Quadro 3 - Classificação do CV de acordo com a sua amplitude

Classificação	Amplitude
Baixo	$CV < 10\%$
Médio	$10\% \leq CV \leq 20\%$
Alto	$20\% \leq CV \leq 30\%$
Muito alto	$CV \geq 30\%$

Fonte: Gomes (1985).

3.4 Construção do índice de agregação das variáveis associadas à produção agrícola no Ceará (IAPA)

Neste trabalho se supõe que as variáveis associadas à produção agrícola nos municípios do Ceará em 2006 e 2017 variam em sinergia com as pluviometrias. Assume-se também que essas variações devem ocorrer de forma diferente entre as unidades agrícolas familiares (UAF) e as unidades agrícolas não familiares ou patronais (UAP). Para buscar essa interação entre essas variáveis, acredita-se que um dos procedimentos mais adequados seja a análise fatorial (AF) com o método de decomposição em componentes principais. A seguir será apresentada uma síntese desse procedimento de AF no que se aplica ao estudo.

A análise fatorial consiste em uma técnica de interdependência que visa resumir as relações entre um conjunto de variáveis observadas (n) que são inter-relacionadas, que busca definir os fatores comuns ($p < n$), que são variáveis não observadas, a um fenômeno. A redução para menos fatores, maximiza o poder de explicação do conjunto que engloba todas as variáveis e possibilitam identificar subgrupos de questões que avaliam determinada característica (Primi, 2003; Thompson, 2004; Yuan *et al.*, 2007; Fávero *et. al.*, 2009; Pasquali, 2009).

Para que a análise fatorial seja possível de se viabilizar há a necessidade da matriz que afere a correlação das variáveis observadas não ser uma identidade, para tanto utiliza-se o teste de Bartlett que é baseado na estatística de Qui-Quadrado. Para que se rejeite a hipótese de que a matriz construída a partir das correlações entre as variáveis não é uma identidade, o p-valor deve ser menor que 10% de significância.

Além disso, a adequação da análise fatorial para a realização do estudo precisa apresentar outros requisitos estatísticos. Um deles é o teste de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) que deve assumir valores maiores ou iguais a 0,5 ($0,5 \leq \text{KMO} \leq 1,0$). De forma complementar a variância explicada pelos fatores estimados deve ser, preferencialmente superior a 50% (Hair *et al.*, 2005; Fávero *et al.*, 2009; Pallant, 2007).

Os procedimentos envolvidos na AF preveem a geração de mais de um fator. Quando isso acontece é necessário fazer a rotação desses fatores. Há métodos oblíquos e métodos ortogonais de rotação. Neste estudo utilizou-se esta última opção usando a técnica Varimax, que visa minimizar o número de variáveis que apresentam altas cargas em cada fator, com o objetivo de facilitar a interpretação dos fatores gerados (Lemos, 2001; Primi, 2003; Thompson, 2004; Yuan *et al.*, 2007; Fávero *et al.*, 2009; Pasquali, 2009).

A escolha do número de fatores ocorreu por meio do critério de Kaiser (critério da raiz latente) em que se escolhe o número de fatores em função dos autovalores acima de um que mostraram a variância explicada por parte de cada fator ou quanto cada fator conseguiu explicar da variância total (Mingoti, 2005).

Como decorrência da análise fatorial, são gerados coeficientes que são aplicados nas variáveis originais devidamente padronizadas (média zero e variância um) para gerar os escores fatoriais, que são os valores não observados em que se transformaram as variáveis originais (observadas) tendo sido reduzidas em fatores que as agregam de acordo com as maiores aproximações aferidas pelas correlações. Esses escores fatoriais, por sua vez tem médias zero e variâncias unitárias. Portanto, os seus valores que gravitam em torno da média

zero, podem ser positivos e negativos. Para construir índices para estudar fenômenos econômicos, dá-se preferência que os valores desses índices sejam estritamente positivos (Briguglio; Galea, 2003).

Para transformar os escores fatoriais em valores positivos, sem que lhes afetem as distâncias relativas entre eles, utiliza-se a equação (3). São gerados sequências de escores fatoriais que serão tantas, quantos forem os fatores estimados:

$$F_{pj} = \frac{F - F_{min}}{F_{max} - F_{min}} \quad (3)$$

em que: F_{min} e F_{max} são os valores mínimo e máximo observados para os escores fatoriais associados a cada município. Neste processo, todos os escores fatoriais permanecerão contidos no intervalo fechado entre zero e um.

Para se calcular o índice de produção agrícola agregada (IAPA) optou-se pela utilização da média geométrica, mostrada na equação (4):

$$IAPA_{it} = \sqrt[x]{\prod F_{pj}} \quad (4),$$

em que: $IAPA_{it}$ é o índice de produtividade agropecuária associado ao i -ésimo município cearense no ano t ($t = 2006, 2017$). Esses valores oscilarão entre zero e um. Para transformar o índice criado em valores percentuais, muda-se a escala de variação, fazendo o maior valor gerado igual a 100 e os demais se ajustando de acordo com o que está mostrado na equação (5):

$$IAPA_{ij100} = \left(\frac{IP_{ij}}{IP_{ijMÁXIMO}} \right) \times 100 \quad (5).$$

Construído desta forma, quando mais próximos de 100% forem os valores estimados para o IAPA, melhores terão sido as condições de produção agregada dos municípios. O inverso é verdadeiro, na medida em que os IAPA se aproximam de zero por cento.

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Os resultados e a sua discussão são apresentados na sequência dos referidos objetivos específicos. Para que a análise pudesse ser realizada sem a interferência de informações dispersas do conjunto, foram retirados os municípios em que se identificaram observações “*outliers*”. Feitas essas depurações, a amostra para a realização da pesquisa contou em ambos os anos estudados com 165 municípios nas unidades agrícolas familiares (UAF) e 152 municípios nas unidades agrícolas não familiares ou patronais (UAP).

4.1 Análise de diferenças nas médias pluviométricas das regiões cearenses entre os anos de 2006 e 2017

Antes de apresentar os testes estatísticos que detectaram as diferenças entre as médias das pluviometrias de 2006 e 2017, bem como entre as regiões climáticas do Ceará naqueles dois anos, apresentam-se as médias e os respectivos coeficientes de variação de todas as variáveis estudadas para a definição da produção agregada no Ceará naqueles anos. Esses resultados estão apresentados na Tabela 1.

Tabela 1 - Médias e coeficientes de variações (CV) das variáveis utilizadas na pesquisa nas UAF e nas UAP em 2006 e 2017.

Variáveis	UAF				UAP			
	2006		2017		2006		2017	
	Médias	CV (%)	Médias	CV (%)	Médias	CV (%)	Médias	CV (%)
X _{i1}	813,8	27,3	739,7	38,3	807,3	28,1	724,8	38,8
X _{i2}	3,6	25,9	2,4	19,0	7,8	170,9	2,8	26,5
X _{i3}	28,7	98,9	3,0	86,4	9,4	160,7	2,4	119,6
X _{i4}	8,0	75,6	4,2	96,9	6,5	89,2	3,7	97,2
X _{i5}	11,4	141,4	10,9	158,2	9,8	157,4	10,9	186,0
X _{i6}	27,5	50,0	30,7	54,7	13,2	88,7	16,1	97,2
X _{i7}	35,3	48,6	44,7	54,6	42,2	48,5	54,1	50,2
X _{i8}	6566,5	86,9	2253,0	85,7	6641,2	51,2	3523,6	205,0
X _{i9}	48,9	45,9	8,0	104,8	48,9	44,5	9,7	108,4
X _{i10}	565,3	78,9	564,1	75,0	640,9	181,1	1055,1	143,5
X _{i11}	1441,1	246,3	796,4	146,1	500,8	224,1	926,5	276,6

Fonte: Resultados da pesquisa (2022).

Das evidências apresentadas na Tabela 1 depreende-se que as pluviometrias médias tiveram elevadas instabilidades espaciais tanto em 2006 e 2017, tantos nas UAF como nas UAP, como mostram as magnitudes dos CV estimados para 2006 e 2017. Com efeito, em 2006 e 2017 os CV estimados para as médias pluviométricas dos municípios estudados foram

de respectivamente: 27,3% e 38,3%, considerados altos e muito altos na classificação de Gomes (1985). Nas UAP, por sua vez os CV também foram altos e muito altos em 2006 e 2017, assumindo magnitude de, respectivamente 28,1% e 38,8%.

Constata-se que, provavelmente em decorrência dessas magnitudes dos CV observados para as pluviometrias dos municípios estudados, praticamente todas as variáveis, com exceção de X_{12} nas UAF em 2006 que teve CV médio, apresentaram CV considerados altos e muito altos (Tabela 1).

Os resultados encontrados na avaliação da existência de diferenças estatísticas, significativamente diferentes de zero com menos de 1% de probabilidade de erro, como se depreende das evidências mostradas na Tabela 2. Através das evidências mostradas nesta tabela 2, observa-se que a pluviometria média nas UAF em 2006 foi de 813,790 mm e a pluviometria média nessas unidades foi de 739,667 mm. Nas UAP a precipitação média em 2006 foi de 807,296 mm enquanto a observada para 2017 foi de 724,762 mm.

Tabela 2 - Resultados da comparação entre as precipitações médias de chuvas em 2006 e 2017 nos municípios estudados no Ceará para as Unidades Agrícolas Familiares observadas nas Unidades Agrícolas Patronais

Estudados no Ceará para as Unidades Agrícolas Familiares Observadas nas Unidades Agrícolas Patronais				
Variável	Unidades Agrícolas Familiares			
	Coeficientes	Estatística t	Sign.	R ² ajustado
Constante	813,790	41,040	0,000	0,018
D	-74,123	-2,643	0,009	
Variável	Unidades Agrícolas Patronais			
	Coeficientes	Estatística t	Sign.	R ² ajustado
Constante	807,296	38,967	0,000	0,479
D	-82,534	-2,817	0,005	

Fonte: Resultados da pesquisa (2022).

Na Tabela 3 apresentam-se os resultados encontrados na estimação das diferenças entre as médias de chuvas nas UAF e UAP em cada um dos anos estudados: 2006 e 2017. Os resultados apresentados nessa Tabela 3 sugerem que as pluviometrias médias das regiões climáticas do Ceará em 2006 e 2017 são estatisticamente diferentes em ambos os anos, pelo menos ao nível de 6,5% de probabilidade de erro.

Tabela 3 - Resultados da comparação entre as precipitações médias de chuvas em 2006 e 2017 nas regiões climáticas do Ceará observadas nas Unidades Agrícolas Familiares e para as Unidades Agrícolas Patronais

Variáveis	UAF em 2006				UAF em 2017			
	Coeficientes	Estatística t	Sign.	R ² ajustado	Coeficientes	Estatística t	Sign.	R ² ajustado
Constante	621,475	23,257	0,000		492,025	15,220	0,000	
D1	303,750	7,294	0,000		213,975	4,247	0,000	
D2	115,765	2,687	0,008		303,615	5,824	0,000	
D3	141,177	3,192	0,002		111,888	2,091	0,038	
D4	467,239	6,748	0,000	0,423	686,546	8,196	0,000	0,479
D5	247,371	4,585	0,000		419,206	6,422	0,000	
D6	302,760	6,187	0,000		460,563	7,780	0,000	
D7	454,358	8,168	0,000		551,725	8,198	0,000	

Variáveis	UAP em 2006				UAP em 2017			
	Coeficientes	Estatística t	Sign.	R ² ajustado	Coeficientes	Estatística t	Sign.	R ² ajustado
Constante	617,949	21,742	0,000		500,415	14,671	0,000	
D1	303,551	6,755	0,000		196,465	3,643	0,000	
D2	127,573	2,734	0,007		276,524	4,938	0,000	
D3	150,601	3,085	0,002		108,935	1,859	0,065	
D4	464,218	5,964	0,000	0,386	705,951	7,558	0,000	0,427
D5	235,266	4,254	0,000		357,427	5,386	0,000	
D6	325,426	6,176	0,000		432,822	6,844	0,000	
D7	457,051	6,634	0,000		536,135	6,485	0,000	

Fontes: Resultados da pesquisa (2022).

Com base nesses resultados as precipitações médias das regiões climáticas do Ceará nas UAF podem ser hierarquizadas em ordem decrescente tanto em 2006 como em 2017, da seguinte maneira:

Ranking das UAF₂₀₀₆:

Fortaleza > Baturité > Cariri > Norte >Pecém>Jaguaribana> Ibiapaba >Inhamuns

Ranking das UAF₂₀₁₇:

Fortaleza > Baturité > Norte >Pecém> Ibiapaba > Cariri >Jaguaribana>Inhamuns

A sequência decrescente para as médias estimadas das chuvas das regiões nas UAF em 2006 e 2017, apresentam mudanças na terceira, quarta, quinta e sexta posições. As duas primeiras posições (Fortaleza e Baturité) e a oitava posição (Sertão Central e Inhamuns) permanecem as mesmas.

As hierarquias das médias das pluviometrias observadas nas UAP para 2006 e 2017 são apresentadas a seguir:

Ranking das UAP₂₀₀₆:

Fortaleza > Baturité > Norte > Cariri >Pecém>Jaguaribana> Ibiapaba >Inhamuns

Ranking das UAP₂₀₁₇:

Fortaleza > Baturité > Norte >Pecém> Ibiapaba > Cariri >Jaguaribana>Inhamuns

Constata-se que as hierarquias observadas das médias das chuvas observadas nas regiões climáticas em 2006 e 2017 nas UAP são idênticas ao que havia acontecido nas UAF. Um resultado esperado.

4.2 Construção do Índice Agregado de Produção Agrícola (IAPA)

Para atender os dois últimos objetivos propostos, construiu-se o Índice Agregado de Produção Agrícola (IAPA) que agrega, ponderadamente, todas as variáveis coletadas para este estudo, organizadas nos quatro fatores estimados. Para isso, utilizou-se a técnica de decomposição em componentes principais do método de análise fatorial (AF). Foram criados 2 índices, um IAPA para as UAF's e outro para as UAP's, em 2006 e 2017.

A Tabela 4 reúne as sínteses dos resultados obtidos para a estimação dos testes realizados para verificação da adequabilidade do modelo as variáveis selecionadas, bem como o total da variância explicada nas unidades familiares e unidades patronais. Das evidências mostradas nesta Tabela 4, depreende-se que as estatísticas de qui-quadrado estimadas para realizar os testes de Bartlett nas UAF e nas UAP sugerem que a hipótese de que as matrizes de correlação entre as variáveis estudadas não são identidades. Isso permite realizar os demais testes de adequação.

As estatísticas de KMO para as UAF = 0,634 e nas UAP = 0,596, corroboram com a adequação dos procedimentos utilizados que culminam com percentuais de variâncias estimadas de 69,3% nas UAF e 59,5% nas UAP (Tabela 4).

Tabela 4 – Resultados encontrados com a análise fatorial (AF) para a estimação dos IAPA tanto para as UAF com para as UAP

	UAF	UAP
Teste de Bartlett		
Qui – quadrado aproximado	977,685	515,401
Graus de liberdade	55	55
Significância	0,000	0,000
Teste KMO	0,634	0,596
Variância acumulada (%)	69,3	59,5

Fonte: Resultados da pesquisa (2022).

Os resultados obtidos sugerem as onze variáveis estudadas podem ser reagrupadas em quatro fatores ortogonais tanto nas UAF como nas UAP, tal como mostrado na Tabela 5.

As comunalidades consistem na soma das cargas fatoriais ao quadrado e representa o quanto do percentual da variação de uma variável é explicada pelo conjunto de fatores. Variáveis com comunalidades inferiores a 0,5 são passíveis de serem excluídas da análise. A interpretação dos fatores é feita a partir da análise das cargas fatoriais (ij), que variam entre -1 e 1. Desse modo, variáveis com cargas elevadas estão bem representadas no fator. Por via de regra, o valor mínimo considerado para as cargas deve ser 0,30, no entanto, apenas valores acima de 0,50 são considerados significativos.

Com base nos resultados mostrados na tabela 5 nas UAF, o fator F1 reúne as variáveis X_{i1} , X_{i5} , X_{i7} e X_{i11} , que são Chuva; Área relativa de lavoura permanente; Área relativa com pastagens e Produtividade de pastagens, respectivamente. O fator F2 corresponde as variáveis X_{i2} , X_{i3} , X_{i4} , X_{i8} , e X_{i9} que são respectivamente, Pessoal ocupado; Valor da produção vegetal em relação ao PIB do município; Valor da produção pecuária em relação ao PIB do município; Valor do financiamento obtido por município e PIB agrícola. O fator F3 representa a variável X_{i10} que na Produtividade da Lavoura. O fator F4 constitui a variável X_{i6} , que representa a Área relativa de lavouras temporárias.

Tabela 5 – Resultados encontrados na estimação das componentes em que foram reduzidas as variáveis originais com as respectivas comunalidades e cargas fatoriais										
Variáveis	UAF					UAP				
	Comunalidade	Cargas fatoriais				Comunalidade	Cargas fatoriais			
		F1	F2	F3	F4		F1	F2	F3	F4
X _{i1}	0,475	0,669	-0,091	0,101	0,098	0,613	0,358	0,513	0,317	-0,348
X _{i2}	0,629	-0,030	0,772	-0,175	0,036	0,504	0,048	-0,016	-0,063	0,706
X _{i3}	0,767	0,008	0,640	0,580	0,143	0,635	0,159	0,194	0,563	0,505
X _{i4}	0,625	-0,487	0,551	0,167	-0,236	0,432	-0,372	0,261	0,397	0,261
X _{i5}	0,852	0,872	-0,012	-0,175	-0,246	0,517	-0,047	-0,716	0,010	0,042
X _{i6}	0,861	0,152	-0,087	-0,019	0,911	0,615	0,760	-0,131	-0,134	0,040
X _{i7}	0,817	-0,753	-0,178	0,283	-0,372	0,745	-0,682	-0,486	0,201	0,063
X _{i8}	0,473	0,005	0,564	-0,042	-0,391	0,381	-0,123	0,602	0,010	0,061
X _{i9}	0,660	0,082	0,801	0,105	-0,027	0,644	-0,041	0,570	0,083	0,557
X _{i10}	0,866	-0,007	-0,056	0,926	-0,073	0,774	-0,062	-0,100	0,858	-0,154
X _{i11}	0,596	0,670	0,053	0,342	0,165	0,690	0,732	-0,030	0,387	0,055

Fonte: Resultados da pesquisa (2022).

Nas UAP, o fator F1 é positivamente relacionado com as variáveis X_{i6} , X_{i7} e X_{i11} , que representam as variáveis Área relativa de lavoura temporária; Área relativa com pastagens e Produtividade de pastagens. O fator F2 engloba as variáveis X_{i1} , X_{i5} , X_{i8} e X_{i9} , e estas consistem em Chuva; Área relativa de lavouras permanentes; Valor do financiamento obtido por

município e PIB agrícola. Já o fator F3 está correlacionado com as variáveis X_{i3} , X_{i4} e X_{i10} , que são Valor da produção vegetal em relação ao PIB do município; Valor da produção pecuária em relação ao PIB do município e Produtividade de lavouras. Já o fator F4 consiste nas variáveis X_{i2} correspondente ao Pessoal ocupado.

Tabela 6 – Comparação entre as médias estimadas para os índices agregados de produção agrícola para as unidades agrícolas familiares e para as unidades agrícolas patronais entre 2006 e 2017

Região	IAPA _{UAF}			IAPA _{UAP}		
	2006	2017	2017/2006 (%)	2006	2017	2017/2006 (%)
Cariri	43,6	31,7	72,7	43,2	37,5	86,8
Ibiapaba	44,0	34,4	78,2	47,0	38,3	81,5
Jaguaribana	42,4	29,6	69,8	46,9	37,9	80,8
Litoral de Fortaleza	39,5	35,1	88,9	51,8	41,6	80,3
Litoral de Pecém	41,8	35,6	85,2	48,1	41,4	86,1
Litoral Norte	39,6	35,2	88,9	43,5	39,7	91,3
Maciço de Baturité	57,5	38,7	67,3	56,4	47,4	84,0
Sertão Central e Inhamuns	41,7	29,0	69,5	40,8	32,5	79,7
Ceará	43,8	33,7	76,9	47,2	39,5	83,7

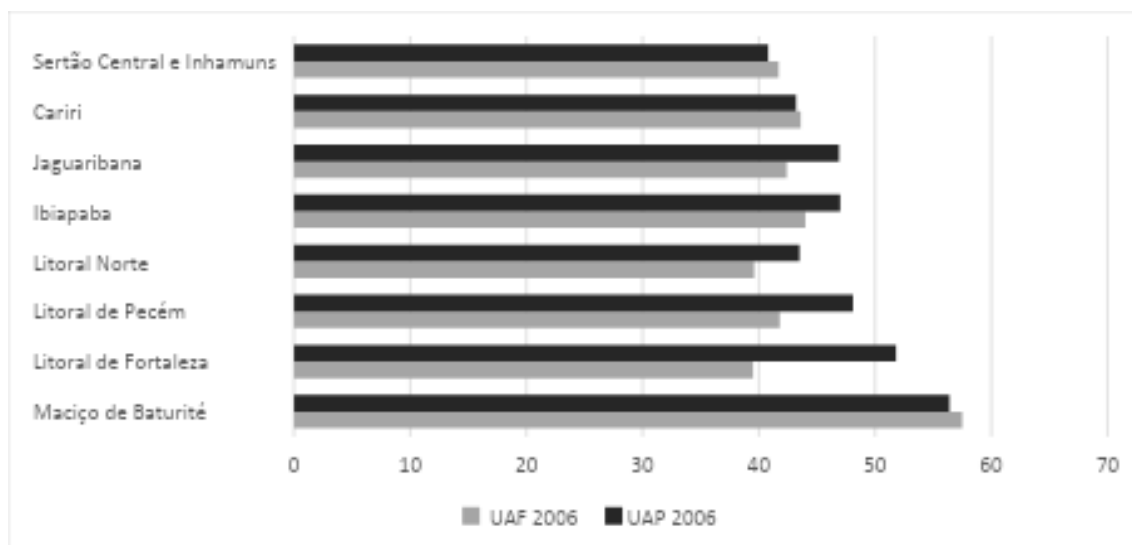
Fonte: Resultados da pesquisa (2022).

Os índices de produtividades para as duas unidades agrícolas e para os dois anos tratados neste estudo foram construídos a partir destes fatores transportados para o primeiro quadrante do pano cartesiano.

Os índices estão representados em base 100, onde o maior valor encontrado representa 100% e os demais valores estão proporcionais a este maior. A média dos resultados encontrados em cada região climática do estado, em 2006 e 2017 nas UAF's e UAP's estão dispostos na Tabela 6.

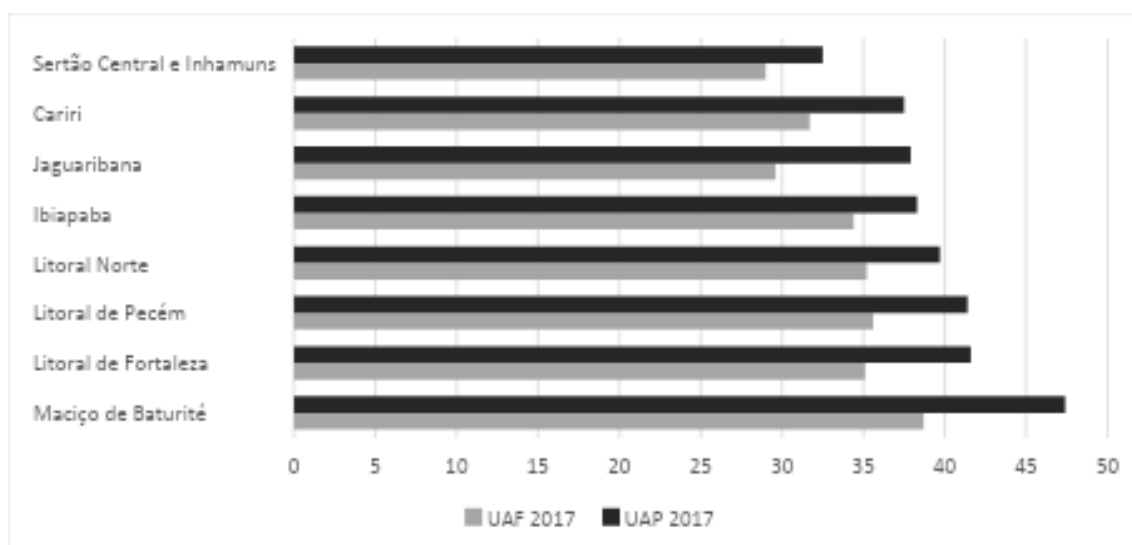
Os índices agregados de produção agrícola podem ser representados graficamente, da maneira como são apresentados nos Gráficos 1 e 2.

Gráfico 1 - Médias estimadas para os índices agregados de produção agrícola para as UAF e UAP em 2006



Fonte: Elaborado pelos autores (2022).

Gráfico 2 - Médias estimadas para os índices agregados de produção agrícola para as UAF e UAP em 2017



Fonte: Elaborado pelos autores (2022).

Dos resultados mostrados na Tabela 5 e nos Gráficos 1 e 2 também se depreende que em todas as regiões, tanto nas UAF como nas UAP as médias dos IAPA foram maiores em 2006, ano de melhores chuvas do que em 2017. Nas UAF os menores percentuais do índice de 2017 em relação a 2006 aconteceram as regiões do Maciço do Baturité (67,3%), Sertões Centrais e Inhamuns (69,5%), e na região Jaguaribana (69,8%). Nas UAP, por sua vez a menor relação dos índices entre 2017/2006, aconteceu na região Sertão Central e

Inhamuns (79,7%). Essas evidências confirmam as melhores adaptações das UAP às dificuldades pluviométricas no Ceará no período estudado.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

As evidências encontradas no estudo decretam que houve considerável redução no regime pluviométrico entre os anos de realização dos Censos Agropecuários utilizados na pesquisa: 2006 e 2017. A essa redução, provavelmente devem ser debitadas as causas dos impactos em variáveis considerados importantes para a definição do nível de produção agrícola nos municípios do Ceará entre os anos de 2006 e 2017, tanto nas unidades agrícolas familiares como nas patronais. Este fato pode ser explicado tomando como base a informação de que a agricultura praticada em grande parte do estado do Ceará é de sequeiro que depende praticamente da regularidade da precipitação de chuvas.

A redução na média dos índices agregado de produção agrícola construídos tanto nas UAP quanto nas UAF, entre 2006 e 2017, leva a crer que a redução pluviométrica devido à seca de 2017 teve impacto direto na produção agrícola dos estabelecimentos, sejam familiares, ou não. No entanto, é observado maior impacto nas unidades praticantes de agricultura familiar, provavelmente devido as unidades patronais possuírem melhores meios para convívio com a seca.

Ademais, constata-se que o estado do Ceará é bastante heterogêneo quanto a características climáticas, principalmente no que concerne a ocorrência de chuvas; fato este confirmado não apenas através dos resultados desta pesquisa, como também através da divisão por regiões climáticas já realizada pela FUNCEME. As regiões climáticas que possuem as menores médias de chuva são, em grande parte, as mesmas que possuem os menores índices de produtividade. Desse modo, pondera-se acerca da necessidade da adequação de programas políticas públicas a esta heterogeneidade, não podendo o planejamento destes ser realizado de maneira uniforme, a fim de evitar a ocorrência de equívocos que levem a baixa efetividade dos programas e políticas, bem como trazer melhores benefícios para os agricultores e pecuaristas cearenses.

Assim constata-se que as evidências encontradas na pesquisa conseguiram responder às duas questões em que se ancorou a sua formatação. Observa-se que em resposta à primeira questão formulada a distribuição espacial das chuvas entre os municípios e as regiões influenciaram os resultados observados para o índice agregado de produção agrícola nas oito regiões climáticas do Ceará.

Em relação à segunda questão, constata-se que as relações entre magnitudes dos índices agregados de produção agropecuária captaram as diferenças entre as produções agrícolas em 2017 em relação a 2006.

Em relação à terceira questão norteadora da pesquisa, a resposta da pesquisa é que há sim diferença entre a capacidade de produção nas UAF em relação às UAP. Essas últimas se mostraram com maiores capacidades de se adaptarem na produção agrícola tanto no ano de 2006 em que aconteceram chuvas mais generosas, como em 2017 que foi o último ano do período de seca que começou em 2012.

REFERÊNCIAS

ALPINO, T. A.; SENA, A. R. M. de; FREITAS, C. M. de. Desastres relacionados à seca e saúde coletiva: uma revisão da literatura científica. **Ciência & Saúde Coletiva**, Manguinhos, Rio de Janeiro - RJ, v. 21, p. 809-820, 2016.

ANTWI-AGYEI, P. *et al.* Mapping the vulnerability of crop production to drought in Ghana using rainfall, yield and socioeconomic data. **Applied Geography**, [S.l.], v.32, n. 2, p. 324-334, mar. 2012.

AQUINO, J. R.; NASCIMENTO, C. A. A grande seca e as fontes de ocupação e renda das famílias rurais no Nordeste do Brasil. **Revista Econômica do Nordeste**. Fortaleza, 2020.

BERNARDY, K.; FAGUNDES, L. S.; BRANDÃO, V. J.; KELLER, L.; BORTOLINI, J.G.; COPATII, C.E. Impactos ambientais diante das catástrofes naturais – secas e queimadas. *In*: SEMINÁRIO INTERINSTITUCIONAL DE ENSINO, PESQUISA E EXTENSÃO, 16. Cruz Alta, RS. **Anais [...]** Cruz Alta/ RS: Universidade de Cruz Alta/ RS, 2011.

BEYER, M. Rainfall characteristics and their implications for rain-fed agriculture: a case study in the Upper Zambezi River Basin. **Hydrological Sciences Journal**, London, v. 61, n. 2, p. 321-343, 2016.

BURITI, C. O.; BARBOSA, H. A. **Um século de secas**: por que as políticas hídricas não transformaram o Semiárido brasileiro? São Paulo: Chia do Books, 2018. 434 p.

BRIGUGLIO, L.; GALEA, W. **Updating and augmenting the economic vulnerability index**. **Occasional paper**, Islands and Small States: Institute of the University of Malta, v. 4, p. 1-15. 2003.

EBI, K. L.; BOWEN, K. Eventos extremos como fontes de vulnerabilidade à saúde: a seca como exemplo. **Clima Clim Extremes**, [S.l.], v. 11, p. 95-102, 2016.

FÁVERO, L. P.; BELFIONE, P.; SILVA, F.L.; CHAN, B.L. **Análise de dados**: modelagem multivariada para tomada de decisões. 2 ed.- Rio de Janeiro: Elsevier Editora, 2009. 641p.

FISCHER, G.; SHAH, M.; VAN VELTHUIZEN, H. **Climate Change and Agricultural Vulnerability**. Johannesburg: IIASA, Institute for Applied Systems Analysis, 2002.

FUNDAÇÃO CEARENSE DE METEOROLOGIA E RECURSOS HÍDRICOS. (FUNCEME) **Calendário das chuvas no Estado do Ceará**. Fortaleza, Ceará. 2021. Disponível em: <http://www.funceme.br/app/calendario/produto/municipios/maxima/anual>. Acesso em: 13 dez. 2021.

GOMES, F. P. **Curso de estatística experimental**. 11 ed.- São Paulo: Nobel, 1985.

GUJARATI, D. N.; PORTER, D. C. **Econometria básica**. New York: Amgh Editora, 2011.

HAIR J. R., J. F.; ANDERSON, R. E.; TATHAM, R. L.; BLACK, W. C. **Análise multivariada de dados**. Porto Alegre: Bookman, 2009. 583p.

IBGE. **Censo agropecuário de 2006**. Rio de Janeiro: IBGE, 2019. Disponível em: <https://sidra.ibge.gov.br/pesquisa/censo-agropecuario/censo-agropecuario-2006/segunda-apuracao>. Acesso em: 15 dez. 2021.

IBGE/SIDRA. **Censo Agropecuário 2017: resultados definitivos**. Rio de Janeiro: IBGE, 2019. Disponível em: <https://sidra.ibge.gov.br/pesquisa/censoagropecuario/censoagropecuario-2017>. Acesso em: 16 dez. 2021.

LEMOS, J. de J. S. Níveis de Degradação no Nordeste Brasileiro. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 32, n. 3, p. 406-429, 2001.

LEMOS, J. de J. S. **Vulnerabilidades induzidas no semiárido**. Fortaleza: Imprensa Universitária, 2020.

LEMOS, J. de J. S.; BEZERRA, F. N. R.; COSTA FILHO, J. da; GURJÃO, N. de O. Agricultura familiar no Ceará: evidências a partir do censo agropecuário de 2017. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 51, p. 93-112, 2020.

MARENGO, J. A., ALVES, L. M., BESERRA, E. A., LACERDA, F. F. Variabilidade e mudanças climáticas no semiárido brasileiro, *In: Recursos hídricos em regiões áridas e semiáridas*. Campina Grande: Instituto Nacional do Semiárido, 2011. v.1.

MARENGO, J. A.; ALVES, L. M.; ALVALA, R.; CUNHA, A. P.; BRITO, S.; MORAES, O. L. Climatic characteristics of the 2010-2016 drought in the semiarid Northeast Brazil region. **Anais da Academia Brasileira de Ciências**, [S.l.], v. 90, p. 1973-1985, 2017.

MARENGO, J. A.; BERNASCONI, M. Regional differences in aridity/drought conditions over Northeast Brazil: present state and future projections. **Climatic Change**, [S.l.], v. 129, n. 1, p. 103-115, 2015.

MAROCO, J. **Análise estatística com a utilização do SPSS**. Lisboa: Sílabo, 2003.

MARTINS, E. S. P. R.; MAGALHÃES, A. R. A seca de 2012-2015 e seus impactos. **Parcerias Estratégicas**. Brasília, v. 20, n. 41, p.107-128, jul./dez., 2015.

MINGOTI, S. A. **Análise de dados através de métodos de estatística multivariada**: uma abordagem aplicada. Belo Horizonte: UFMG, 2005.

MINISTÉRIO DA INTEGRAÇÃO NACIONAL. **Resolução nº 115, de 23 de novembro de 2017**. Diário Oficial da União. Conselho Deliberativo da Superintendência do Desenvolvimento do Nordeste – SUDENE, 2017. Disponível em: <http://sudene.gov.br/images/arquivos/semiario/arquivos/resolucao115-23112017-delimitacaodosemiario-DOU.pdf>. Acesso em: 20 jan. 2022.

NYS, E.; ENGLE, N. L.; MAGALHÃES, A. R. (Orgs.). **Secas no Brasil**: política e gestão proativas. Brasília: CGEE/ Banco Mundial, 2016.

PALLANT, J. F.; TENNANT, A. An introduction to the Rasch measurement model: an example using the Hospital Anxiety and Depression Scale (HADS). **British Journal of Clinical Psychology**, [S.l.], v. 46, n. 1, p. 1-18, 2007.

PASQUALI, L. Psicometria. **Revista da Escola de Enfermagem da USP**, São Paulo, v. 43, n. SPE, p. 992-999, 2009.

PRIMI, Ricardo. Inteligência: avanços nos modelos teóricos e nos instrumentos de medida. Avaliação Psicológica. **Interamerican Journal of Psychological Assessment**, [S.l.], v. 2, n. 1, p. 67-77, 2003.

ROMERO, M. A. B. **Princípios bioclimáticos para o desenho urbano**. São Paulo: Projeto, 1988.

SALVIANO, Jamile Ingrid De Almeida; PRAXEDES, Antônia Luana Fernandes; LEMOS, José De Jesus Sousa. Sinergias entre as instabilidades pluviométricas e a produção de lavouras de sequeiro no semiárido cearense. **Revista Cerrados**, v. 18, n. 02, p. 371–394, 2020. Disponível em: <https://www.periodicos.unimontes.br/index.php/cerrados/article/view/2333>>. Acesso em: 3 out. 2024.

SENA, Aderita; BARCELLOS, Christovam; FREITAS, Carlos; *et al.* Managing the Health Impacts of Drought in Brazil. **International Journal of Environmental Research and Public Health**, v. 11, n. 10, p. 10737–10751, 2014. Disponível em: <https://www.mdpi.com/1660-4601/11/10/10737>>. Acesso em: 3 out. 2024.

DE ALCÂNTARA SILVA, VIRGÍNIA MIRTES; MARCELINO PATRÍCIO, MARIA DA CONCEIÇÃO; DE A. RIBEIRO, VICTOR HERBERT; MAINAR DE MEDEIROS, RAIMUNDO. O DESASTRE SECA NO NORDESTE BRASILEIRO. **POLÊMICA**, v. 12, n. 2, p. 284–293, 2013. DOI: 10.12957/polemica.2013.6431. Disponível em: <https://www.e-publicacoes.uerj.br/polemica/article/view/6431>. Acesso em: 3 out. 2024.

STANKE, C.; KERAC, M.; PRUDHOMME, C.; MEDLOCK, J.; MURRAY, V. **Health effects of drought**: a Systematic Review of the evidence. PLOS Current Disasters, 2013.

SUPERINTENDÊNCIA DO DESENVOLVIMENTO DO NORDESTE. (SUDENE.)
Disponível em: <http://www.sudene.gov.br/>. Acesso em: 20 jan. 2022.

THOMPSON, B. **Exploratory and confirmatory factor analysis**: understanding concepts and applications. Washington, DC, 2004. v. 10694.

VILLA, M. A. **Vida e morte no sertão**: histórias das secas no Nordeste nos séculos XIX e XX. São Paulo: Ática. 2001. (Série temas, Histórias do Brasil. Instituto Teotônio Vilela, v. 75).

YUAN, K. H.; BENTLER, P. M.; RAO, C. R.; SINHARAY, S. **Handbook of statistics 26**. Psychometrics. 1ed. Amsterdam; Boston: Elsevier, 2007.

WOOLDRIDGE, J. M. **Introdução à econometria**. São Paulo, SP. Cengage Learning. 2011.



DESENVOLVIMENTO SOCIOECONÔMICO DOS MUNICÍPIOS DO CERRADO PIAUIENSE NO PERÍODO DE 2000 E 2010

Francisdalva Rosa de Jesus

Professora efetiva do IFPI - Instituto Federal de Ciência e Tecnologia do Piauí (Campus Uruçuí) e Mestre pelo Programa de Pós-Graduação em Economia Rural da Universidade Federal do Ceará.

Lattes: <http://lattes.cnpq.br/0161172999465358>.

ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-6422-639X>.

Ahmad Saeed Khan

Professor do Programa de Pós-Graduação em Economia Rural da Universidade Federal do Ceará e Doutor em Economia Agrícola e Recursos Naturais pela Oregon State University.

Lattes: <http://lattes.cnpq.br/3198350508846033>.

ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-9341-7803>.

Kilmer Coelho Campos

Professor Associado IV do Departamento de Economia Agrícola e do Programa de Pós-Graduação em Economia Rural (PPGER) da Universidade Federal do Ceará e Doutor em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Viçosa.

Lattes: <http://lattes.cnpq.br/6206120391191140>

ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-7752-2542>

RESUMO

O Cerrado Piauiense tem participação expressiva na produção de grãos para a economia nacional, sendo uma fatia importante da última fronteira agrícola brasileira. A pesquisa tem o objetivo de analisar a evolução do desenvolvimento socioeconômico, a partir da expansão do agronegócio, no estado do Piauí. Além da pesquisa bibliográfica, utilizou-se da Análise Fatorial (AF) para desenvolver a elaboração de um índice de desenvolvimento socioeconômico que suscite compreender o grau de desenvolvimento socioeconômico dos municípios. O modelo utilizado teve uma adequação satisfatória e apontou uma variância total explicada superior a 0,70 da variância total das 15 variáveis escolhidas. Os resultados apresentaram que os municípios estão na classificação com nível médio abaixo grau de desenvolvimento, 62% com baixo desenvolvimento (BD) no ano de 2000 e 52% classificado com baixo desenvolvimento (BD) no ano de 2010. Evidenciando a necessidade da elaboração de uma política pública destinada a promover o desenvolvimento territorial.

Palavras-chave:

Agronegócio
Fronteira Agrícola
Desenvolvimento
Socioeconômico
Análise Fatorial.

SOCIO-ECONOMIC DEVELOPMENT OF THE MUNICIPALITIES OF THE CERRADO OF PIAUÍ STATE IN THE PERIOD 2000-2010

ABSTRACT

Keywords:

Agribusiness

Agricultural Frontier

Socioeconomic

Development

Factor analysis

The Cerrado Piauiense has an expressive participation in the production of grains for the national economy, being an important slice of the last Brazilian agricultural frontier. The research aims to analyze the evolution of socioeconomic development, from the expansion of agribusiness, in the state of Piauí. In addition to bibliographical research, Factor Analysis (FA) was used to develop the elaboration of a socioeconomic development index that encourages understanding the degree of socioeconomic development of municipalities. The model used was satisfactory and showed a total explained variance greater than 0.70 of the total variance of the 15 chosen variables. The results showed that the municipalities are in the classification with a medium to low level of development, 62% with low development (BD) in the year 2000 and 52% classified as low development (BD) in the year 2010. Evidencing the need for the elaboration of a public policy aimed at promoting territorial development.

1 INTRODUÇÃO

No Nordeste, a agricultura desempenha um papel extremamente relevante para a economia regional, sendo a região MATOPIBA, um grande produtor de soja (10,4 milhões de toneladas), seguido do milho (6,7 milhões de toneladas), mandioca (3,4 milhões de toneladas) e algodão (1,6 milhão de toneladas), segundo IBGE (2019), estando os dois primeiros principalmente na Bahia, Maranhão e Piauí (Batista, 2021).

O Cerrado Piauiense possui características específicas, com topografia plana e grandes extensões de terra, sendo um espaço potencial para a produção em larga escala, mas que figurou, como desfavorável à agricultura até a década de 1970. Incorporou-se à moderna agricultura, por meio da implantação de um pacote de políticas e programas de incentivo econômico e tecnológico carregado pelo Governo do Estado, em consonância com os interesses econômicos de incorporação da agricultura brasileira, no modo de produção capitalista, nas escalas regional, nacional e internacional, a partir de meados da década de 1980 (Araújo, 2009; Jesus; Campos, 2022).

Em vista disso aconteceu a modernização da agricultura, transformando o Cerrado, terras tradicionalmente consideradas de baixa produtividade, em terras férteis. O Cerrado Piauiense tem grande participação e contribuição na produção de grãos para a economia do Brasil, sendo considerado uma fatia importante da última fronteira agrícola brasileira. Mas nem sempre foi assim, historicamente, o desenvolvimento do Estado do Piauí, foi marcado pelas desigualdades sociais, onde há uma concentração da riqueza e da terra, repercutindo

inversamente na qualidade de vida de uma parcela significativa da população, principalmente a rural (Moraes, 2006; Araújo, 2009; Lima, 2009).

O trabalho aqui apresentado analisa a conformação de uma região produtora de grãos, sua transformação e o seu crescimento econômico, que se faz presentes nas últimas décadas. Dos trabalhos encontrados na literatura, que se relata sobre o agronegócio no Cerrado Piauiense, que tem grande participação e contribuição na produção de grãos para a economia do Brasil, sendo considerado uma fatia importante da última fronteira agrícola brasileira, o MATOPIBA (fazendo parte apenas 33 municípios do estado do Piauí), foram identificadas lacunas de estudos direcionados especificamente para a Macrorregião. Portanto, este estudo justifica-se pela necessidade de compreender a dinâmica de expansão do agronegócio, sendo relevante por torna-se evidente ao tratar da dinâmica produtiva da Macrorregião e o seu desenvolvimento socioeconômico nos anos de 2000 e 2010.

Considerando estes fatos, surgiu o interesse em estudar a exploração do agronegócio do Cerrado Piauiense, com o questionamento: Qual a influência da expansão do agronegócio, nos municípios do Cerrado Piauiense, sobre o nível de desenvolvimento socioeconômico da região?

Destarte, com o intuito de responder à questão de pesquisa traçada como objetivo geral o de analisar a evolução do desenvolvimento socioeconômico, a partir da expansão do agronegócio, no estado do Piauí, com destaque para os municípios da região do Cerrado Piauiense, durante o período de 2000 e 2010. Os objetivos específicos para o alcance deste propósito são: 1) identificar e analisar o nível de desenvolvimento socioeconômico a partir da elaboração do índice de desenvolvimento (ID); 2) elaborar o ranking dos melhores e piores municípios quanto ao índice de desenvolvimento; 3) comparar o índice de desenvolvimento para as macrorregiões do Piauí.

A estrutura do trabalho contém 04 (quatro) seções. Sendo a primeira a introdução, a segunda seção está o referencial teórico, contextualizando o agronegócio no Piauí e as pesquisas empíricas sobre o tema. A terceira apresenta o método proposto: a análise fatorial, bem como as etapas para a realização dessa análise e para a construção do índice de desenvolvimento. A quarta seção, discute os resultados encontrados na pesquisa, a quinta expõe as considerações finais e por fim as referências utilizadas na construção deste ensaio.

2 O AGRONEGÓCIO NO PIAUÍ

Para melhor compreensão sobre a temática deste trabalho, neste referencial teórico serão apresentados tópicos sobre o agronegócio e sua expansão no estado do Piauí, com destaque para a região dos Cerrados Piauiense, assim como a sua participação na região MATOPIBA e os estudos empíricos sobre a referida região.

O estado do Piauí faz parte da região MATOPIBA, acrônimo que corresponde à área constituída pelos municípios fronteiriços dos estados do Maranhão (MA), Tocantins (TO), Piauí (PI) e Bahia (BA). Nas últimas décadas, sua dinâmica de ocupação do solo passou por uma considerável e rápida transformação, em decorrência da expansão das atividades agropecuárias, com uma nova forma econômica de exploração deste território, a partir do cultivo de grãos, especialmente de soja (Porcionato; Castro; Pereira, 2018).

Nas décadas de 1960 e 1970, a agricultura passou a estimular a evolução da indústria brasileira, uma vez que o grande fluxo migratório e o aumento da população urbana tornaram necessárias melhorias nas atividades agrícolas, com o propósito de suprir a necessidade da produção de alimentos (Lima, 2009; Lima, 2022).

A nova fronteira agrícola e sua expansão é um dos processos socioespaciais de grande repercussão no Brasil, devido às transformações de paisagens e ao peso que ela representa na economia. A partir da década de 1970, manifesta-se no estado do Piauí, assim como em grande parte do território brasileiro, a expansão do agronegócio, com a modernização da agricultura (Rocha; Vieira; Silva, 2022).

A expansão agrícola da região do Cerrado Piauiense, é descrita uma proposta que concebe as fases da modernização agrícola no Estado do Piauí. A primeira fase compreende o período entre as décadas de 1970-80, que foi intitulado “Modernização da Agricultura”, e que se caracteriza pela substituição da pecuária extensiva, do extrativismo e do uso comunitário pelos primeiros projetos semi-intensivos de arroz, soja e milho.

A segunda fase, que compreende a segunda metade da década de 1990, intitulou-se “Intensificação da Modernização Agrícola”, a intensificação da ocupação dessas áreas e pelo aumento da migração sulista, foi o grande marco deste período. O terceiro período, intitulado de “Intensificação da Implantação da Infraestrutura Rodoviária e de Telecomunicações” (Logística de Transportes), é compreendido pelo período que se inicia no século XXI, ou seja, o período atual, em que se constata que a agricultura moderna no Sudoeste Piauiense vem se corroborando como uma das mais importantes fronteiras agrícolas do Nordeste e uma das mais recentes do país (Monteiro, 2002; Rufo, Araújo Sobrinho, Araújo, 2019).

3 PESQUISAS EMPÍRICAS

Para Olímpio e Monteiro (2005), em sua pesquisa de campo, infere-se que a exploração agrícola do Cerrado Piauiense, nos municípios de Palmeira do Piauí e Currais pode ser analisada sob dois prismas. Positivamente, quando aumenta a produção de grãos, o nível de emprego dos trabalhadores, a arrecadação de tributos, o movimento comercial e bancário. Negativamente, mediante o desmatamento, que reduz o patrimônio genético (de plantas e animais, inclusive os microrganismos) e expõe o solo aos efeitos da erosão e da contaminação, inclusive da água, por resíduos químicos dos agrotóxicos e fertilizantes utilizados intensivamente na agricultura. Precisa-se formular propostas de políticas que venham a evitar o avanço do processo de degradação ambiental e, ao mesmo tempo, viabilizar o aproveitamento do potencial produtivo da região em harmonia com o meio ambiente.

Martins, Campos e Lima (2014) em seu estudo sobre modernização agrícola no estado do Piauí, objetivou-se caracterizar o processo de modernização da agropecuária no estado, a partir de dados de natureza secundária do censo agropecuário de 2006 do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Com o método estatístico da análise fatorial, verificaram que dos 223 municípios, 165 municípios possuem uma propensão a modernização agrícola muito baixa e apenas 7 municípios apresentaram um índice de modernização agrícola muito bom. Concluindo que, o estado do Piauí deve investir mais em políticas públicas que incentivem o aumento do nível de utilização de sistemas de irrigação na agricultura, aumento de máquinas e equipamentos agrícolas adequados.

Monte e Lima (2021) através da aplicação da técnica multivariada de análise fatorial por componentes principais, descreveram o comportamento da estrutura produtiva da Mesorregião do Sudoeste Piauiense. Foi constatado que o grau de produtividade dos municípios foi relativamente baixo nos anos de 2002 e 2017, ocorrendo apenas leve melhoria do Índice de Estrutura Produtiva Municipal no ano de 2017. Foi observado ainda que, a ocorrência modesta no dinamismo da estrutura produtiva dos municípios dessa mesorregião, mostrou que os municípios com alto e médio grau de produtividade, em sua maioria, são intensivos no fator indicador de estrutura agropecuária. Os resultados da pesquisa corroboram com a realidade do Cerrado, tendo em vista que se trata de uma região com inclinação acentuada para a atividade agropecuária.

Rocha, Vieira e Silva (2022) em sua investigação bibliográfica e cartográfica, mediante o levantamento dos dados de produção no site do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), comprovaram a consolidação da modernização produtiva da terra e as mudanças nas paisagens derivadas da agricultura em Uruçuí, município do Cerrado Piauiense, nos últimos 20 anos, destacando a produção de grãos. Ademais, verificaram a agilidade e precisão das geotecnologias na captura automática de dados relacionados com a superfície terrestre para o gerenciamento, a análise e a apresentação das informações geradas, podendo ser de grande proveito para as políticas de desenvolvimento rural e para o crescimento do agronegócio de forma sustentável.

Obstante, não foram encontrados muitos trabalhos relatando o desenvolvimento socioeconômico do estado do Piauí. Pode-se observar que muitos dos ensaios identificados, utilizam-se de pesquisas bibliográficas ou mesmo de pesquisas primárias, deixando lacunas sobre a real situação de seu desenvolvimento. Esta pesquisa tem a pretensão de deixar sua contribuição, realizando um estudo comparativo de dois períodos distintos (2000 e 2010) e com a utilização de variáveis que trabalham o desenvolvimento socioeconômico dos municípios estudados.

4 METODOLOGIA

Objetivando buscar dados, informações e subsídios teóricos que serviram de base para a elaboração desta pesquisa, foram reunidos e analisados trabalhos técnicos e científicos. Para isto, foi abordada uma vasta revisão de literatura sobre a área, em livros, estudos acadêmicos e revistas científicas disponibilizados em versão *on-line*. O texto foi desenvolvido, metodologicamente, com base em pesquisa documental e bibliográfica, executada com o aporte de inúmeros autores acerca dos impactos econômicos e sociais no que se refere a produção de grãos nos municípios do Piauí.

Os métodos perpassaram a coleta, organização e agregação dos dados, bem como, o uso de um sistema de informações como suporte para a interpretação dos resultados.

4.1 Área de estudo

O estado do Piauí possui uma área de 250.934 km², ocupando 16,20% da região Nordeste e 2,95% do território nacional. De acordo com a FUNDAÇÃO CEPRO (1992), o Cerrado Piauiense é o quarto mais importante do Brasil e o primeiro do Nordeste, ocupando

uma área de 11.856.866 milhões de hectares, o que corresponde a 46% da área do Estado, equivalendo a 5,9% do cerrado brasileiro e 36,9% do nordestino. Do total, 70% correspondem à área de domínio e os 30% restantes compreendem a vegetação de transição entre a caatinga e o cerrado, estendendo-se por vários pontos, de norte a sul do Estado, sendo sua maior concentração localizada na região Sudoeste e no extremo Sul. Estima-se que em torno de 10% desse ecossistema esteja sendo ocupado e utilizado com projetos agropecuários (Olimpio; Monteiro, 2005).

O Piauí está dividido em 224 municípios, sendo que a capital, Teresina, concentra 26,0% da população estadual, a única do Nordeste que não se localiza no litoral. Para 2030, o IBGE projeta 3.232.330 pessoas residentes, representando aumento percentual de 3,6% sobre o resultado do censo de 2010 (IBGE, 2010). O Estado possui rica base de recursos naturais assentada em dois biomas característicos do Nordeste brasileiro: a caatinga e o cerrado, além de uma área de transição denominada caatinga/cerrado.

A regionalização do estado do Piauí está dividida em 04 (quatro) macrorregiões, que são: Litoral, Meio-norte, Semiárido e Cerrados. E essas por sua vez, estão subdivididas em 12 territórios de desenvolvimento, Planície Litorânea, Cocais, Carnaubais, Entre Rios, Vale do Sombrito, Vale do Rio Guaribas, Chapada Vale do Rio Itaim, Vale do Canindé, Serra da Capivara, Vale dos Rios Piauí e Itaueiras, Alto Parnaíba, Chapada das Mangabeiras.

Quanto à agricultura, as principais culturas temporárias do Estado do Piauí são a soja e o milho, que atualmente são cultivadas principalmente nas regiões de cerrado. Os superiores acréscimo das produtividades de culturas como a soja, o milho e o algodão foram decorrentes das inovações tecnológicas que tornaram produtivas grandes extensões de terras nos cerrados e de trabalhos de pesquisa desenvolvidos principalmente pela Embrapa (Cunha; Trindade, 2022).

Na Tabela 1 pode-se observar que, entre 2000 e 2020 o milho apresentou crescimento de produtividade de 607,5% chegando a 4,7 toneladas por hectare. Com relação a soja, houve um aumento gigantesco no volume da produção, sendo resultado do acréscimo de mais de 1000% na área plantada do ano de 2000 até o ano de 2020.

Tabela 1 - Produção de milho e soja, área plantada, colhida e rendimento médio (2000, 2010, 2020)

	Anos	Área(ha)		Produção	Rendimento
		Plantada	Colhida	(t)	médio (kg/há)
Milho	2000	275.315	272.496	229.328	841
	2010	310.043	287.048	342.483	1.193
	2020	467.765	466.232	1.622.506	4.718
Soja	2000	40.004	40.004	100.963	2.523
	2010	343.092	343.092	868.493	2.531
	2020	757.978	757.678	3.473.000	3.230

Fonte: IBGE. Produção Agrícola Municipal - PAM (2000-2020)

No Piauí, o Índice de Desenvolvimento Humano (IDH), que envolve indicadores de saúde, educação e renda, foi de 0,484 em 2000, tendo saltado para 0,646 em 2010, pouco abaixo do regional no mesmo ano (0,660) e do nacional (0,726) (melhor quanto mais próximo de 1). O aumento do índice, em duas décadas, pressupõe melhorias no quadro social do Estado, especificamente nas variáveis envolvidas em seu cálculo. Em 2017 o valor do índice passou para 0,697, com a 7ª da região Nordeste e a 25ª em relação ao país (PNUD; IBGE, 2022).

4.2 Fonte de dados e descrição das variáveis

A base de dados que foram analisadas referentes aos municípios selecionados, se encontram no Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), nos seguintes portais: Sistema IBGE de Recuperação Automática (SIDRA), Produção Agrícola Municipal (PAM), contemplando aspectos socioeconômicos, foram coletados para o ano de 2000 e 2010

Foram escolhidas 15 variáveis, para analisar as características dos municípios selecionados, as quais trazem informações sobre: infraestrutura, características demográficas e sociais da população, economia (trabalho e agropecuária), indicadores sociais, dentre outros.

Por ser um fenômeno complexo, o desenvolvimento é multidimensional e multissetorial, segundo Stege, (2011), e as iniciativas de mensurá-lo por meio de um índice devem amparar os indicadores de diversas dimensões para a construção do referido índice, tais como os que se referem a aspectos sociais e econômicos. Nesse sentido, as variáveis

escolhidas para esta pesquisa procuram compreender aspectos concernentes ao desenvolvimento que possam ser mensuráveis (Barbosa, 2013).

O Quadro 1 apresenta as variáveis selecionadas pelo trabalho para a construção do índice de desenvolvimento.

Quadro 1- Variáveis selecionadas e fontes de dados

Variáveis	Descrição	Fontes	Fundamentação empírica
X ₁	Índice de Gini	IBGE/PNUD (2000-2010)	Begnini e Almeida (2015); Lima, (2020)
X ₂	Taxa de atividade 18 anos ou mais	IBGE (2000-2010)	Lima, (2020)
X ₃	Taxa de desocupação 18 anos ou mais	IBGE (2000-2010)	Lima (2020)
X ₄	% de ocupados no setor agropecuário	IBGE (2000-2010)	Caldeira e Parré (2020)
X ₅	% da população que vive em domicílios com banheiro e água encanada	IBGE (2000-2010)	Kageyama, (2004); Lima, (2020)
X ₆	% de pessoas em domicílios urbanos com coleta de lixo	IBGE/PNUD (2000-2010)	Barbosa, (2013); Lima, (2020); Caldeira e Parré (2020)
X ₇	% de pessoas em domicílios urbanos com energia elétrica	IBGE (2000-2010)	Caldeira e Parré (2020)
X ₈	População rural	IBGE/PNUD (2000-2010)	Kageyama, (2004); Reis; Silvera: Rodrigues, (2012); Pinto e Coronel (2016).
X ₉	População urbana	IBGE/PNUD (2000-2010)	Rezende, Fernandes e Silva, (2007); Reis; Silvera: Rodrigues, (2012); Lima, (2020)
X ₁₀	Mortalidade infantil	IBGE/PNUD (2000-2010)	Reis; Silvera: Rodrigues, (2012); Lima (2020)
X ₁₁	IDHM	IBGE/PNUD (2000-2010)	Reis; Silvera: Rodrigues, (2012)
X ₁₂	% de 6 a 14 anos de idade na escola	IBGE/PNUD (2000-2010)	Barbosa, (2013); Lima, (2020)
X ₁₃	Renda per capita	IBGE/PNUD (2000-2010)	Kageyama, (2004); Reis; Silvera: Rodrigues, (2012); Lima (2020)
X ₁₄	% de extremamente pobres	IBGE (2000-2010)	Lima, (2020)
X ₁₅	% de pobres	IBGE (2000-2010)	Lima, (2020)

Fonte: elaborado pela autora, (2022)

4.3 Método de análise

Para a realização deste estudo, tem-se o município como unidade básica de análise, processamento e espacialização de informações. Entendendo que este prisma suscite a arguição das particularidades municipais, possibilitando anunciar discrepância e potencial. Para o presente ensaio, utilizou-se uma técnica da análise estatística multivariada, a **análise fatorial**.

Para que possa ser desenvolvida o método estatístico de análise fatorial das observações e variáveis selecionadas, deve-se seguir algumas etapas necessárias, quais sejam: a) formulação do problema de estudo; b) construção da matriz de correlação; c) determinação do método de análise fatorial; d) realização dos testes de adequabilidade do conjunto de dados disponíveis; e) determinação do número de rotações dos fatores; f) cálculo das cargas fatoriais. O modelo de análise fatorial pode ser expresso da seguinte maneira (Hair *et al*, 2005; Blbas; Mahmood; Omer, 2017; Braga; Campos, 2021):

$$\begin{aligned}z_1 &= \alpha_{11}f_1 + \alpha_{12}f_2 + \alpha_{13}f_3 + \dots + \alpha_{1m}f_m + \varepsilon_1 \\z_2 &= \alpha_{21}f_1 + \alpha_{22}f_2 + \alpha_{23}f_3 + \dots + \alpha_{2m}f_m + \varepsilon_2 \\z_3 &= \alpha_{31}f_1 + \alpha_{32}f_2 + \alpha_{33}f_3 + \dots + \alpha_{3m}f_m + \varepsilon_3 \\&\vdots \\z_m &= \alpha_{m1}f_1 + \alpha_{m2}f_2 + \alpha_{m3}f_3 + \dots + \alpha_{mm}f_m + \varepsilon_m\end{aligned}\tag{Equação 1}$$

Esse é um modelo generalizado, expressa na equação 1, para o método de análise fatorial e expressa uma combinação linear entre as variáveis observadas (z_j) e entre os m fatores comuns (f_j). Assim sendo, o modelo básico da análise fatorial argumenta uma estrutura de correlação entre as variáveis $z=z_1+z_2+z_3, \dots, + z_m$, que são diretamente observadas por meio de uma combinação linear de variáveis que não são diretamente observadas, denominadas fatores comuns, alargada de um componente residual (Braga; Campos, 2021).

A próxima etapa na análise fatorial foi a estimação da matriz de cargas fatoriais (I_{pxm}) e de variâncias específicas (Ψ_{pxp}) a partir do método de análise dos componentes principais. Consiste em obter componentes (fatores) que são combinações lineares das variáveis originais, agrupando-se em cada fator as variáveis mais correlacionadas entre si e fazendo com que estes fatores sejam independentes (Campos; Silva; Campos, 2016).

Seguidamente foram realizados os testes de Esfericidade de *Bartlett* e o *Kaiser-Meyer-Olkin* (KMO). O primeiro trata-se de um procedimento que testa se a matriz de correlações é uma matriz identidade com determinante igual a 1 e; o KMO é uma técnica que serve para comparar as magnitudes dos coeficientes de correlações observados com as magnitudes dos coeficientes de correlações parciais, sendo, portanto, uma medida de homogeneidade das variáveis, que compara as correlações parciais observadas entre as variáveis (Favero *et al*, 2009; Braga; Campos, 2021).

E por fim, utilizou-se o método *Varimax*, para a rotação dos fatores, que tem como objetivo potencializar a variação entre os pesos de cada componente principal, sustentando-se a ortogonalidade entre eles. Após a rotação ortogonal, calculou-se a matriz dos coeficientes fatoriais, obtida a partir do produto da matriz transposta das cargas fatoriais com a inversa da matriz de correlações simples entre as variáveis empregadas no trabalho (Fávero; Belfiore, 2017; Batista *et al.*, 2022).

4.4 O Índice de Desenvolvimento (ID)

Na contemplação de mais um dos objetivos da pesquisa, foi produzido um índice de desenvolvimento socioeconômico, para que seja possível a mensuração dos indicadores socioeconômicos de cada município que compõe o estado do Piauí, e sintetizá-lo por meio de um índice que contemple vários aspectos do fenômeno do desenvolvimento, facilitando o conhecimento da realidade e especificidades de cada município por parte de seus habitantes e do próprio Estado.

Para construção do Índice de Desenvolvimento Socioeconômico do Piauí, estudos importantes foram levados como base para a construção deste, como Kageyama (2004), Stege (2011), Barbosa (2013), Cerqueira (2015), Lima (2020), Moura e Sousa (2020). Através da análise fatorial que foi obtido o Índice de Desenvolvimento do Piauí (IDP), denotado por IDBP. Esse índice é alcançado pela média ponderada dos escores fatoriais de cada elemento amostral. Na Equação 2 está demonstrado o cálculo do referido índice:

$$IDP_i = \frac{\sum_{j=1}^m f_j w_{ij}}{\sum_{j=1}^m f_j} \quad (2)$$

em que f_j é a proporção da variância total explicada, em escala decimal, pelo fator F_j , com $j=1,2,...,m$, e w_{ij} são os escores fatoriais do i -ésimo elemento amostral no fator F_j , com $i=1,2,...,15$, neste caso representando os municípios do estado do Piauí.

O conceito de faixas de níveis de desenvolvimento para classificação dos municípios será realizado pelo pesquisador levando em conta o valor da média (M) e do desvio-padrão (s) do Índice de Desenvolvimento do Piauí (IDP) dos municípios da região estudada. Melo (2006) definiu três níveis de desenvolvimento para os municípios focados em seu trabalho: grau de desenvolvimento alto quando $IDP \geq (M+s)$; grau de desenvolvimento médio quando $M \leq IDP < (M+s)$; grau de desenvolvimento baixo quando $IDP < M$ (Barbosa, 2013; Pinto; Coronel, 2016).

Sendo adaptada a classificação proposta por Melo (2006) e Stege (2011) quanto ao grau de desenvolvimento atribuído às respectivas localidades, sendo utilizadas as classificações apresentadas na tabela abaixo para atribuir graus de desenvolvimento aos municípios. Tais classificações estão demonstradas no Quadro 2.

Quadro 2- Graus de desenvolvimento atribuídos aos municípios

Categoria	Sigla	Desvio-Padrão (s) em torno da média (M)
Alto	AD (Alto desenvolvimento)	$IDP \geq (M+s)$
Médio	MD (Médio desenvolvimento)	$M \leq IDP < (M+s)$
Baixo	BD (Baixo desenvolvimento)	$IDP < (M+s)$

Fonte: adaptado de Barbosa (2013), Cerqueira (2015) e Lima (2020)).

Os graus de desenvolvimento atribuído aos municípios, segundo Barbosa (2013), Cerqueira (2015), Lima, (2020) viabilizam a identificação de subgrupos singulares em termos de nível de desenvolvimento diante do grupo de todos os 224 municípios que foram analisados, denotando a averiguação de possíveis discrepância de desenvolvimento na área de estudo.

Após a redução das variáveis com a extração dos fatores e a criação do Índice de Desenvolvimento Socioeconômico do Piauí, ocorre o momento de agrupar os municípios com suas características semelhantes.

5 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Denotando o estado do Piauí, sob o cenário do desenvolvimento socioeconômico e propor o IDP foi aplicado o método estatístico multivariado de análise fatorial. Dessarte, foi utilizado um conjunto de dados composto por 224 municípios, agrupados segundo as dimensões do desenvolvimento. Para a realização da análise foi aplicada e desenvolvida com o auxílio do Microsoft Office Excel e SPSS 20.0.

Foram realizadas duas análises, primeiro foi utilizada a base de dados do ano 2000 e em seguida foi analisada o resultado com a base de dados do ano de 2010, utilizando-se das mesmas variáveis, com o intuito de realizar o estudo comparativo da evolução do desenvolvimento dos municípios do estado, durante o período escolhido.

5.1 Resultados dos anos 2000 e 2010

O teste de KMO, a partir da análise fatorial, expôs a adequabilidade da amostra para a análise. Os resultados demonstrados para cada observação mostraram-se satisfatórios. No teste de esfericidade de *Bartlett*, indicou que as correlações entre as variáveis são suficientes para a realização da análise. Os testes são demonstrados na Tabela 2.

Tabela 2 - Testes de adequação: KMO e *Bartlett's* (2000 e 2010)

Ano	Testes	Valores
2000	KMO	0,783
	<i>Bartlett's Test of Sphericity</i>	2260,765
	Sig	0
2010	KMO	0,690
	<i>Bartlett's Test of Sphericity</i>	2491,419
	Sig	0

Fonte: resultados da pesquisa, (2022)

Destarte, foram extraídos 05 fatores para cada ano analisado, estes apresentaram as raízes características (autovalores) superiores a 1,0. O ano de 2000 foi explicado com uma variância de 77,64% da variância total e para a base do ano de 2010, teve uma explicação de 74,51% da variância total. Na Tabela 3 estão discorridos os autovalores (raízes

características), variância individual e acumulada de cada ano. Além disso, foi constatado que os todos os fatores explicam, conjuntamente, mais de 74% da variabilidade de todas as variáveis selecionadas

Tabela 3 - Autovalores, variância individual e variância acumulada (2000 e 2010)

Ano	Fatores	Autovalor	Variância explicada pelo fator (%)	Variância Acumulada (%)
2000	1	6,391	42,606	42,606
	2	1,709	11,393	53,998
	3	1,487	9,910	63,909
	4	1,051	7,006	70,914
	5	1,009	6,727	77,641
2010	1	5,281	35,207	35,207
	2	2,004	13,361	48,568
	3	1,713	11,422	59,99
	4	1,151	7,676	67,666
	5	1,027	6,846	74,511

Fonte: resultados da pesquisa, (2022)

Para facilitar a interpretação da matriz de dados, foi aplicado o método de rotação ortogonal *Varimax*, em que foram transformados os coeficientes dos componentes principais em uma classificação mais precisa para cada um dos fatores a serem analisados, ordenando as variáveis que estão relacionadas ou não com um dado fator.

As cargas fatoriais e as comunalidades relacionadas a cada variável, estão destacadas na Tabela 4. Em relação às comunalidades, observa-se que quanto maior a comunalidade, maior tende a ser o poder de explicação da variável para o desenvolvimento socioeconômico, tendo em vista que são correlações de cada variável explicada pelas cargas fatoriais.

Tabela 4- Cargas fatoriais e comunalidades (2000)

Variáveis	Cargas Fatoriais					Comunalidades
	F1	F2	F3	F4	F5	
X1					0,732	0,784
X2			0,867			0,782
X3			-0,634			0,648
X4	-0,846					0,836
X5	0,808					0,742
X6				0,867		0,777
X7	0,795					0,723
X8		0,875				0,774
X9		0,783				0,714
X10	-0,68					0,502
X11	0,913					0,92
X12					0,645	0,704
X13	0,765					0,904
X14	-0,857					0,931
X15	-0,862					0,905

Fonte: resultados da pesquisa, (2023)

Com a junção das variáveis em cada fator, evidencia-se que foram intituladas conforme o que a literatura tem apontado sobre a questão do desenvolvimento. Destarte, foram extraídos 05 fatores, estes apresentaram as raízes características ou autovalores superiores a 1,0 (um) e explicam uma variância de 77,64% da variância total.

O **Fator 1** (Social), representa 42,60% da variância total e é explicado por 8 variáveis, sendo quatro positivas e quatro negativamente relacionadas, ficando identificado como representante do desenvolvimento social. As variáveis positivas, **X₅** (% da população que vive em domicílios com banheiro e água encanada), **X₇** (% de pessoas em domicílios urbanos com energia elétrica), **X₁₁** (IDHM) e **X₁₃** (renda per capita) possuem uma correlação positiva com o fator e as variáveis **X₄** (% de ocupados no setor agropecuário), **X₁₀** (mortalidade infantil), **X₁₄** (% de pobres) e **X₁₅** (% de extremamente pobres) apresentam uma

correlação negativa, e a apresentação de variáveis contrárias ao fator, reforça a necessidade de um maior cuidado da gestão pública local, para que haja um maior desenvolvimento social.

O **Fator 2** (Demográfico) que representa 11,39% da variância total, é composto por duas variáveis sendo a X_8 (população rural) e a X_9 (população urbana), possuindo uma correlação positiva e, portanto, identificado como desenvolvimento demográfico.

O **Fator 3** (Emprego e renda), explica 9,91% da variância total e é representando por duas variáveis, sendo uma correlacionada positivamente, X_2 (taxa de atividade 18 anos ou mais) e a X_3 (taxa de desocupação 18 anos ou mais), essa correlacionada negativamente, mas fortemente ligada ao fator, demonstrando assim, a importância da geração de emprego e renda nos municípios analisados. O fator foi denominado de emprego e renda.

O **Fator 4** (Ambiental), caracteriza 7% da variância total e está representado apenas pela variável X_6 (% de pessoas em domicílios urbanos com coleta de lixo), com uma correlação positiva, apenas enfatiza, o quanto se faz importante o serviço de limpeza urbana.

E por fim, o **Fator 5** (Educação), sendo este constituído por 6,72% da variância total, sendo composto por duas variáveis positivamente correlacionadas e foi identificado como desenvolvimento educacional, com as variáveis X_1 (índice de Gini) e X_{12} (% de 6 a 14 anos de idade na escola), evidenciando o quanto a educação é importante para a redução das desigualdades.

Portanto, as variáveis de mortalidade infantil, % de pobre e % de extremamente pobres, se apresentaram com uma relação negativa ao desenvolvimento socioeconômico, pois relacionam-se a deficiências nas condições de saúde, educação e renda. Nesse contexto, é de suma importância que os gastos sociais, sejam destinados a promoção da educação e da saúde para elevar o desenvolvimento socioeconômico (Shikida; Souza, 2012; Lima, 2020).

Na Tabela 5, apresenta-se o resultado para a base de dados do ano de 2010, com suas cargas fatoriais e comunalidades:

Tabela 5- Cargas fatoriais e comunalidades (2010)

Cargas Fatoriais						
Variáveis	F1	F2	F3	F4	F5	Comunalidades
X1		0,546				0,669
X2			-0,8			0,738
X3			0,728			0,553
X4	-0,728					0,771
X5	0,824					0,73
X6				0,884		0,802
X7	0,57					0,584
X8		0,82				0,729
X9		0,765				0,663
X10				0,443		0,508
X11	0,835					0,868
X12					0,889	0,813
X13	0,766					0,901
X14	-0,868					0,921
X15	-0,896					0,927

Fonte: resultados da pesquisa, (2023)

Para o ano de 2010, foram extraídos 05 fatores também, os mesmos apresentaram as raízes características ou autovalores superiores a 1,0 (um) e explicam uma variância de 74,51% da variância total. Compreende-se, que os todos os fatores explicam, conjuntamente, mais de 70% da variabilidade de todas as variáveis selecionadas para a pesquisa.

O **Fator 1** (Social) contempla 35,20% da variância total dos dados, sendo representado por sete variáveis, sendo quatro positivas e três negativamente relacionadas, ficando identificado como desenvolvimento social. As variáveis positivas são: **X₅** (% da população que vive em domicílios com banheiro e água encanada), **X₇** (% de pessoas em domicílios urbanos com energia elétrica), **X₁₁** (IDHM) e **X₁₃** (renda per capita) possuem uma correlação positiva com o fator e as variáveis **X₄** (% de ocupados no setor agropecuário), **X₁₄** (% de pobres) e **X₁₅** (% de extremamente pobres) apresentam uma correlação negativa, e a

demonstração de variáveis contrárias ao fator, corroboram com a necessidade de aprimoramentos da gestão pública local.

O **Fator 2** (Demográfico) é explicado por 13,36% da variância total, sendo composto por três variáveis, todas positivamente correlacionadas. As variáveis são X_8 (população rural) e X_9 (população urbana) e X_1 (índice de Gini). Embora o índice de Gini apareça estranho nesse fator, a sua correlação, evidencia a desigualdade existente nos municípios. As outras variáveis dizem respeito ao desenvolvimento demográfico.

O **Fator 3** (Emprego e renda) representa 11,42% da variância total dos dados sendo explicado pelas variáveis X_2 (taxa de atividade 18 anos ou mais) e X_3 (taxa de desocupação 18 anos ou mais), a primeira correlacionada positivamente e a segunda negativamente, mas fortemente ligada ao fator, demonstrando, assim, a importância da geração e emprego e renda nos municípios analisados.

O **Fator 4** (Vulnerabilidade) constitui 7,67% da variância total dos dados e é explicado por duas variáveis a X_6 (% de pessoas em domicílios urbanos com coleta de lixo) e a X_{10} (mortalidade infantil), sendo estas com uma relação positiva. Tais variáveis estão associadas ao agravamento da vulnerabilidade social existentes nos municípios analisados.

E por fim, o **Fator 5** (Educação) explica 6,84% da variância total dos dados e é representado apenas por uma variável, a X_{12} (% de 6 a 14 anos de idade na escola). Esta evidencia o quanto se faz relevante a educação no contexto de desenvolvimento socioeconômico.

5.2 Índice de Desenvolvimento Socioeconômico no Piauí (IDP) e agrupamento de municípios

Logo após averiguado o ajuste do modelo de análise fatorial e de estimados e interpretados os *loadings*, o foco da análise passa a ser o Índice de Desenvolvimento Socioeconômico do Piauí (IDP) relativo aos municípios do Piauí, cuja construção foi um dos objetivos específicos deste trabalho. Foram definidos os valores dos escores fatoriais para cada município, baseado no cálculo do IBD municipal, sendo estimado o IDP para os 224 municípios do estado. Foi considerado o maior valor do índice bruto igual a 1,00 e o menor igual a 0. O IDP médio foi de 0,451, enquanto que o desvio padrão foi de 0,093 para o ano de 2000 e para o ano de 2010 a média foi de 0,380 e o desvio padrão de 0,114.

Os intervalos do IDP e os graus de desenvolvimento, foram calculados a partir do valor da média e do desvio-padrão. Os valores de referência utilizados foram os seguintes:

AD: $IDP \geq 0,545$; MD: $0,452 \leq IDP < 0,545$; BD: $IDP < 0,452$, para o ano de 2000. E para o ano de 2010, AD: $IDP \geq 0,493$; MD: $0,380 \leq IDP < 0,493$; BD: $IDP < 0,380$.

Seguindo a classificação adotada no referido trabalho, quanto ao grau de desenvolvimento encontrado para o ano 2000, foi de apenas 15% dos municípios do estado do Piauí, alcançaram alto grau de desenvolvimento (AD), sendo 34 municípios. Para a categoria, médio grau de desenvolvimento (MD), 23% dos municípios estiveram nesse nível, enquanto a maioria dos municípios, 62%, estiveram no nível de baixo grau de desenvolvimento (BD).

A classificação para o ano 2010, quanto ao grau de desenvolvimento, deu-se 14% dos municípios, obtiveram alto grau de desenvolvimento (AD), ou seja, 31 municípios, um número ainda menor que há uma década atrás. Para médio grau de desenvolvimento (MD), 34% se encontravam nesse nível e 52%, mais da metade, estavam com baixo grau de desenvolvimento.

Por meio da Tabela 6, verifica-se que, pela classificação utilizada, a maioria dos municípios, para o ano de 2000, apresentou um padrão no nível de baixo grau de desenvolvimento, assim como no ano de 2010, em que a grande parte dos municípios, continuaram apresentando o mesmo nível, ocorrendo uma melhoria de 16%, aproximadamente.

Tabela 6 - Grau de desenvolvimento do Piauí- número de municípios (2000 e 2010)

	Grau	Municípios	Mínimo	Média	Máximo	Desvio padrão	Coefficiente de variação
Ano 2000	BD	139	0,214	0,396	0,451	0,052	13%
	MD	51	0,452	0,495	0,540	0,027	5%
	AD	34	0,547	0,606	0,881	0,073	12%
Ano 2010	BD	117	0,081	0,296	0,379	0,064	22%
	MD	76	0,381	0,431	0,491	0,030	7%
	AD	31	0,499	0,571	0,839	0,075	13%

*AD (alto grau de desenvolvimento), MD (médio grau de desenvolvimento) e BD (baixo grau de desenvolvimento). Fonte: resultados da pesquisa, (2023)

Quanto ao médio grau de desenvolvimento, aconteceu um aumento significativo de 46%, na comparação dos anos 2000 com 2010. E em relação ao baixo grau de desenvolvimento, o coeficiente de variação foi bem expressivo no ano de 2010, se comparado ao ano anterior.

Segue o *ranking* dos 15 municípios com alto grau de desenvolvimento do estado do Piauí, na Tabela 7:

Tabela 7 – *Ranking* dos municípios com alto grau de desenvolvimento do Piauí – 2000 e 2010

Ano 2000			Ano 2010		
<i>Ranking</i>	Municípios	Índice	<i>Ranking</i>	Municípios	Índice
1º	Teresina (PI)	0,881	1º	Teresina (PI)	0,839
2º	Picos (PI)	0,762	2º	Picos (PI)	0,699
3º	Floriano (PI)	0,745	3º	Parnaíba (PI)	0,698
4º	Parnaíba (PI)	0,715	4º	Floriano (PI)	0,698
5º	Valença do Piauí (PI)	0,654	5º	Campo Maior (PI)	0,632
6º	Campo Maior (PI)	0,650	6º	Guadalupe (PI)	0,618
7º	São Raimundo Nonato (PI)	0,638	7º	Bom Jesus (PI)	0,609
8º	Água Branca (PI)	0,637	8º	Valença do Piauí (PI)	0,607
9º	Guadalupe (PI)	0,632	9º	Água Branca (PI)	0,597
10º	Simplício Mendes (PI)	0,630	10º	Barro Duro (PI)	0,563
11º	Bocaina (PI)	0,612	11º	Fronteiras (PI)	0,551
12º	Bom Jesus (PI)	0,597	12º	Piripiri (PI)	0,551
13º	Inhuma (PI)	0,596	13º	São João do Piauí (PI)	0,549
14º	Cristino Castro (PI)	0,596	14º	Uruçuí (PI)	0,549
15º	São Gonçalo do Piauí (PI)	0,588	15º	São Gonçalo do Piauí (PI)	0,544

Fonte: resultados da pesquisa, (2023)

A Tabela 7 expressa os municípios com os melhores resultados de alto grau de desenvolvimento para o ano de 2000 e de 2010. Constatou-se que o valor do índice possui um resultado maior em 2000 do que no ano de 2010. Percebe-se que ocorrerão mudanças quanto aos 15 primeiros municípios colocados da lista, sendo que alguns municípios que estavam na classificação no ano de 2000, como São Raimundo Nonato, Simplício Mendes, Bocaina, Inhuma e Cristino Castro, perderam suas posições para os municípios de Barro

Duro, Fronteiras, Piripiri, São João do Piauí e Uruçuí, no ano de 2010. O *ranking* dos municípios com a menor classificação no índice de desenvolvimento está descrito na Tabela 10.

Destacam-se também, os municípios de Bom Jesus, que ocupava a 12ª posição do ano 2000 e passou para a 7ª posição em 2010, e Uruçuí que estava na 47ª posição no ano 2000, passando para a 14ª no ano de 2010. Assumindo com grande destaque o papel de cidades do agronegócio piauiense (Rufo; Araújo Sobrinho; Araújo, 2019). O *ranking* dos municípios com a menor classificação no índice de desenvolvimento está descrito na Tabela 8.

Tabela 8 - *Ranking* dos municípios com baixo grau de desenvolvimento do Piauí – 2000 e 2010

Ano 2000			Ano 2010		
<i>Ranking</i>	Municípios	Índice	<i>Ranking</i>	Municípios	Índice
224º	Acauã	0,214	224º	São Francisco de Assis do Piauí	0,081
223º	Queimada Nova	0,251	223º	Betânia do Piauí	0,088
222º	São Francisco de Assis do Piauí	0,265	222º	Dom Inocêncio	0,130
221º	São Miguel do Fidalgo	0,276	221º	Curral Novo do Piauí	0,132
220º	Lagoa do Barro do Piauí	0,290	220º	Várzea Branca	0,170
219º	Dom Inocêncio	0,293	219º	Fartura do Piauí	0,183
218º	Murici dos Portelas	0,295	218º	Morro Cabeça no Tempo	0,185
217º	Capitão Gervásio Oliveira	0,298	217º	Campo Largo do Piauí	0,187
216º	Campo Alegre do Fidalgo	0,302	216º	Sebastião Barros	0,190
215º	Milton Brandão	0,308	215º	Vera Mendes	0,200
214º	Caraúbas do Piauí	0,314	214º	Massapê do Piauí	0,200
213º	Morro do Chapéu do Piauí	0,318	213º	Nossa Senhora dos Remédios	0,211
212º	Domingos Mourão	0,321	212º	Bonfim do Piauí	0,219
211º	Ribeira do Piauí	0,322	211º	Caxingó	0,222
210º	Nova Santa Rita	0,326	210º	Tamboril do Piauí	0,223

Fonte: resultados da pesquisa, (2023)

Na Tabela 8, estão descritos os municípios com as piores colocações no *ranking* dos municípios com baixo grau de desenvolvimento nos anos de 2000 e de 2010. Verificou-se que a mudança em uma década foi expressiva, ficando apenas dois municípios dentro as 15 últimas colocações, a se repetirem. Quais sejam: São Francisco de Assis do Piauí e Dom Inocêncio. Além disso, foi constatado que em 2010 o valor do índice mostrou-se inferior em comparação com o ano de 2000.

O município de São Francisco de Assis do Piauí, situada a 499 quilômetros ao Sul de Teresina, é o município do estado com a pior colocação no ranking, ficando em quarto na lista negativa do Nordeste. O município teve um IDH de 0,485, considerado muito baixo (Santiago, 2013). Na Tabela 9 está demonstrado o resultado do índice de desenvolvimento para as macrorregiões.

Tabela 9 - Índice de Desenvolvimento do Piauí (IDP) para as macrorregiões

Ano	Macrorregião	Limite inferior	Média	Limite Superior
2000	Litoral	0,295	0,423	0,715
	Meio-Norte	0,308	0,456	0,881
	Semiárido	0,214	0,440	0,762
	Cerrados	0,276	0,468	0,745
2010	Litoral	0,222	0,329	0,698
	Meio-Norte	0,187	0,396	0,839
	Semiárido	0,081	0,365	0,699
	Cerrados	0,185	0,394	0,698

Fonte: resultados da pesquisa, (2023)

Para a macrorregião do Litoral, composta por 11 municípios, o resultado do índice de desenvolvimento, ficou com uma média, abaixo dos valores classificados dentro do grau médio de desenvolvimento (MD), somente dois municípios estão na faixa, um classificado com MD e um classificado como grau alto de desenvolvimento (AD), sendo o município de Paranaíba, o segundo mais populoso do estado, para o ano de 2000. Já para o ano de 2010, o resultado não houve variação, ficando a média abaixo do MD e novamente os dois mesmos municípios, um com MD e outro com AD.

A macrorregião do Meio-Norte, constituído por 69 municípios, ficou com a média acima do nível do grau médio de desenvolvimento, possuindo 45 municípios com baixo grau de desenvolvimento (BD), 16 municípios dentro de grau médio de desenvolvimento (MD) e

apenas 08 municípios com alto grau de desenvolvimento (AD), dentre eles a capital do estado, sendo esta a cidade mais populosa, (todos referentes ao ano de 2000). Já para o ano de 2010, o resultado foram 33 municípios classificados com BD, 27 municípios com o valor dentro do nível MD e 09 municípios com AD, verificando-se uma evolução no cômputo, se comparado com a década anterior.

O Semiárido é a macrorregião com a maior quantidade de municípios, sendo 89 no total e o resultado da classificação do índice de desenvolvimento constatou-se 59 municípios com grau baixo de desenvolvimento (BD), 15 municípios com grau médio de desenvolvimento (MD) e 15 municípios com grau alto de desenvolvimento (AD), para o ano de 2000. Para o ano de 2010, verificou-se, 51 municípios com a classificação BD, 26 municípios com MD e 12 municípios com AD. Nesta macrorregião é onde se encontra a maior parte dos municípios com a classificação BD. Suas atividades produtivas predominantes são a criação de pequenos animais e a agricultura de sequeiro, praticada pelos agricultores familiares para subsistência. A economia é baseada na agropecuária em expansão, contrastando com a inexistência de saneamento ambiental que permita a salubridade do meio físico, saúde e bem-estar da população (Souza; Lima; Silva, 2010).

Quanto a macrorregião dos Cerrados, composta por 55 municípios, sendo 33 municípios que parte da região do MATOPIBA, onde a produção de grãos teve uma expansão no final da década de 1990, modificando a situação econômica de alguns desses municípios. No que concerne, a classificação do índice de desenvolvimento, foram obtidos 26 municípios com o nível de baixo grau de desenvolvimento (BD), 19 municípios com médio grau de desenvolvimento (MD) e 10 municípios com alto grau de desenvolvimento (AD), para o ano de 2000.

Para o ano de 2010, o resultado encontrado foi de 25 municípios com BD, 21 municípios com nível MD e apenas 09 com classificação em AD. Na verificação, pode-se discernir que os municípios com BD tiveram uma diminuição, indicando um resultado positivo. Com o nível MD houve um acréscimo na quantidade de municípios, indicando um avanço relevante no desenvolvimento da região. Já no nível AD, a quantidade diminuiu em apenas um, contudo, isso procede como algo negativo, tendo em vista que o esperado é que com o avanço do agronegócio instalado na região, o nível de desenvolvimento socioeconômico dos municípios melhorasse.

Ainda sobre a Tabela 9, o resultado da média da macrorregião dos Cerrados, foi a maior no ano de 2000, justamente quando se intensificaram a implantação de logística e

transporte na região, como também ocorreu a instalação da Bunge Alimentos na cidade de Uruçuí. Já no ano de 2010, a média ficou menor que a média do Meio-Norte, nessa macrorregião estar inserida a capital do estado, Teresina, sendo a maior arrecadação de impostos do estado e a macrorregião abriga também a segunda maior quantidade de municípios do estado.

Ocorreram transformações nas cidades que se tornaram grandes sojicultores, como os municípios de Bom Jesus e Uruçuí. Chegaram novas empresas e se instalaram nessa região, impulsionadas pelo avanço da lavoura de grãos, não se limitando apenas ao setor agrícola, mantendo ligações com o comércio e a prestação de serviços. Essas novas demandas surgiram a partir da chegada de migrantes, incentivados pelas novas oportunidades que a lavoura de soja oferecia. Ocorrendo também, um aumento na oferta de emprego urbano, pois o setor agrícola provocou efeitos positivos sobre outros setores, gerando novas demandas e maior dinamismo econômico (Alves, 2005). O Município de Baixa Grande do Ribeiro entrou no patamar de grande sojicultor da região, assim como Ribeiro Gonçalves e Santa Filomena, fazem parte da produção de grãos da região do MATOPIBA.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Discorrer sobre desenvolvimento socioeconômico é um conceito complexo que se refere à melhoria das condições econômicas e sociais de uma determinada região, na presente pesquisa, no estado do Piauí. Esse tipo de desenvolvimento pode ser alcançado através de uma variedade de políticas, programas e iniciativas que buscam estimular o crescimento econômico, reduzir a pobreza e melhorar a qualidade de vida das pessoas. Incluindo a redução da pobreza, a melhoria da educação, saúde e saneamento básico, além de uma maior igualdade social.

O Piauí passou por uma expansão em seu setor agrícola, nas últimas décadas. apontando para um processo de melhoria da competitividade e para a consolidação de uma estrutura de produção adaptada ao ambiente econômico de maior concorrência, com resultados expressivos para o agronegócio, colocando o estado em destaque. Não obstante, toda essa mudança gerou impactos sobre diversos aspectos, apesar de terem elevado significativamente a produção agrícola, não resolveram o problema socioeconômico do estado.

O panorama encontrado através dos resultados, possibilita apontar para o fato de que o estado piauiense é heterogêneo quanto ao desenvolvimento socioeconômico, dado que este não ocorreu de forma equitativa, nem ao mesmo tempo em todos os municípios.

Dessarte muitos municípios estejam com um crescimento econômico relevante, os resultados da pesquisa não estão seguindo a mesma linha de crescimento econômico com desenvolvimento socioeconômico, visto que, a maioria dos municípios da macrorregião dos Cerrados que compõe a região do MATOPIBA, região de grande expansão do agronegócio, no qual o PIB é bastante elevado, se encontram na classificação com nível médio a baixo grau de desenvolvimento.

É importante salientar que os resultados desta pesquisa não encerram o debate sobre o tema, mas evidenciam subsídios que podem contribuir para elaboração de ações e políticas públicas mais próximas à realidade de cada macrorregião e de cada município. Como exemplo, apresentar um planejamento estratégico que priorize o desenvolvimento de agroindústrias e empreendimentos ligados à produção de matérias-primas. Não há beneficiamento dos produtos produzidos localmente, seja de agricultura familiar ou do agronegócio, perde-se então, uma grande oportunidade tanto de gerar empregos quanto de agregar valor à produção local.

Como limitação desta pesquisa ficou o período de tempo estudado, na falta de dados mais recentes, a comparação do estudo não teve a relevância necessária, trazendo o resultado mais próximo da realidade e o seu desenvolvimento socioeconômico na atualidade. A falta de informações atualizadas na base de dados do IBGE, tornou-se uma limitação para esta pesquisa.

Ficando como sugestão para futuros trabalhos, estudar o desenvolvimento socioeconômico em períodos maiores de tempo e mais atuais. Podendo também disseminar o universo de análise para outras regiões do país, a fim de realizar uma comparação dos resultados encontrados aqui com as demais realidades.

REFERÊNCIAS

- ARAUJO, M. R. S. de. Expansão da fronteira agrícola nos cerrados piauienses, (des) territorialização e os desafios para o desenvolvimento territorial: o caso do município de Bom Jesus. **Mercator-Revista de Geografia da UFC**, Fortaleza, v. 8, n. 15, p. 144, 2009. Disponível em: <https://www.redalyc.org/pdf/2736/273620616014.pdf> . Acesso em: 04 Abr. 2022.
- BLBAS, H. T. A.; MAHMOOD, S. H.; OMER, C. A. A Comparison results of factor analysis and cluster analysis to the migration of young people from the Kurdistan Region to Europe. **ZANCO Journal of Pure and Applied Sciences**, Erbil, v. 29, n. 4, p. 44-55, 2017. Disponível em: <https://search.emarefa.net/en/detail/BIM-769981-a-comparison-results-of-factor-analysis-and-cluster-analysis>. Acesso em: 10 out. 2022.
- BATISTA, M. L. B. **Modernização agrícola nos municípios da região do MATOPIBA: uma aplicação de análise fatorial e espacial**. 2021. 101f. Dissertação (Mestrado em Economia) - Centro de Ciências Sociais Aplicadas, Universidade Federal do Rio Grande do Norte, Natal, 2021.
- BATISTA, M. L. B. *et al.* Modernização agrícola nos municípios da região do MATOPIBA. **Revista Estudo & Debate**, Natal, v. 29, n. 3, 2022. Disponível em: <http://univates.br/revistas/index.php/estudoedebate/article/view/3095>. Acesso em: 02 jan. 2023.
- BARBOSA, F. R. G. M. **Índice de desenvolvimento dos municípios da microrregião de Dourados-MS: Uma aplicação da análise fatorial**. 2013. 103f. Dissertação - Universidade Federal da Grande Dourados. Dourados-MS, 2013.
- BRAGA, F. L. P.; CAMPOS, K. C. Desenvolvimento econômico do Estado do Ceará: análise fatorial e de cluster. **Gestão & Regionalidade**, São Caetano do Sul, v. 38, n. 114, 2022. Disponível em: https://www.seer.uscs.edu.br/index.php/revista_gestao/article/view/7310. Acesso em: 29 Nov. 2022.
- CAMPOS, K. C.; SILVA, F. D. V.; CAMPOS, R. T. Perfil técnico e econômico da fruticultura irrigada na microrregião do Cariri, Ceará. **Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos**, São Paulo, v. 10, n. 1, p. 21-43, 2016.
- CERQUEIRA, C.A. **Políticas públicas de desenvolvimento territorial rural: uma análise da delimitação dos territórios rurais do estado da Bahia, segundo a tipologia municipal**. Tese (Doutorado em Economia). Uberlândia: Universidade Federal de Uberlândia, 2015.
- FÁVERO, L. P. *et al.* **Análise de dados: modelagem multivariada para tomada de decisões**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2009.
- FÁVERO, L.P.; BELFIORE, P. **Manual de análise de dados**. Rio de Janeiro: Elsevier. 2017.
- HAIR, J. F. *et al.* **Análise multivariada de dados**. Porto Alegre. Bookman, 2005.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Censo Brasileiro de 2010**. Rio de Janeiro. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/>

[sociais/administracao-publica-e-participacao-politica/9663-censo-demografico-2000.html](https://www.ibge.gov.br/sociais/administracao-publica-e-participacao-politica/9663-censo-demografico-2000.html). Acesso em: 20 out. 2022.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Levantamento Sistemático da Produção Agrícola** (LSPA) - Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/economicas/agricultura-e-pecuaria/9201-levantamento-sistematico-da-producao-agricola.html?=&t=destaques> Acesso em: 23 maio 2022.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Produção Agrícola Municipal** (PAM). Rio de Janeiro. Disponível em: <https://cidades.ibge.gov.br/brasil/pi/pesquisa/14/10193?indicador=10368&ano=2020> . Acesso em: 11 jan. 2023.

JESUS, F.R. de; CAMPOS, R. T. (2022). A produção de soja no cerrado piauiense durante a pandemia da covid-19. *In: CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL (SOBER)*. 60. **Anais [...]** Natal (RN) UFRN.

KAGEYAMA, A. Desenvolvimento rural: conceito e medida. **Cadernos de Ciência & Tecnologia**, Brasília, v. 21, n. 3, p. 379-408, 2004. Disponível em: <https://seer.sct.embrapa.br/index.php/cct/article/view/8702> Acesso em: 10 nov. 2022.

LIMA, E. S. **Aspectos econômicos, sociais e ambientais da expansão da soja no Cerrado do Piauí**. 2009. Tese (Doutorado em Economia). Programa de Pós-graduação em Economia da Universidade Federal de Pernambuco. Recife, Universidade Federal de Pernambuco, 2009.

LIMA, E. C. de. **MATOPIBA: desenvolvimento rural em uma nova fronteira agrícola**. 2020. 151 f. Tese (Doutorado em Economia) - Universidade Federal de Uberlândia, Uberlândia-MG, 2020.

LIMA, G. C. **Modernização agrícola na região Nordeste do Brasil**. Dissertação 2022. 67f. Dissertação (Mestrado em Economia Rural) - Centro de Ciências Agrárias, Universidade Federal do Ceará, Fortaleza. 2022.

MARTINS, E. A.; CAMPOS, K. C.; LIMA, P. V. P. S. Índice de Modernização Agrícola no Estado do Piauí. In: ARAUJO, J. A.; REIS, J. N. P.; PAULO, E. M. (Org.). **Desafios da sustentabilidade no semiárido nordestino**. Fortaleza: RDS, 2014. Cap. 8, p. 1-229. Disponível em: https://repositorio.ufc.br/bitstream/riufc/50342/1/2014_Liv_JAAra%C3%BAjo.pdf Acesso em: 3 out. 2024.

MONTEIRO, M. S. L. **Ocupação do cerrado piauiense: estratégia empresarial e especulação fundiária**. 2002. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) -Universidade Estadual de Campinas, São Paulo.

MORAIS, M. D. C. de. Do destino pastoril à vocação agrícola: modernização agrícola dos cerrados e inflexões discursivas nas narrativas mestras do Piauí. *In: ELIAS, D.; PEQUENO, R. (org.) Difusão do agronegócio e novas dinâmicas socioespaciais*. Fortaleza, CE: Banco do Nordeste do Brasil, 2006. Cap.5. 484p.

MOURA, J. E. A.; SOUSA, E. P. de. Análise multidimensional do desenvolvimento rural nos municípios cearenses e pernambucanos”. **Geosul**, Florianópolis, v. 35, n. 76, p. 706-730, 2020.

OLIMPIO, J. A.; MONTEIRO, M. S. L. Impactos Modernos da Agricultura sobre o Solo e a Biodiversidade no Cerrado em Palmeira do Piauí e Currais. **Carta Cepro**, Teresina, v. 23, n. 1. 2005.

OLIVEIRA CUNHA, F. E.; TRINDADE, J. R. B. Agronegócio da soja no cerrado piauiense e (super) exploração da força de trabalho rural: uma análise empírica. **Revista de Economia Regional Urbana e do Trabalho**. Natal-RN, v. 11, n. 2, p.116-140, 2022, 2022.

PINTO, N. G. M.; CORONEL, D. A. Desenvolvimento rural no Rio Grande do Sul: uma análise das mesorregiões entre 2000 e 2010. **Ensaios FEE**, v. 36, n. 4, p. 893-920, 2016. Disponível em: <https://revistas.planejamento.rs.gov.br/index.php/ensaios/article/view/3087>. Acesso em: 05 jan. 2023.

PROGRAMA DAS NAÇÕES UNIDAS PARA O DESENVOLVIMENTO - (PNUD). Brasília: Organização das Nações Unidas. **Atlas do desenvolvimento humano no Brasil**. 2022. Disponível em: <https://www.undp.org/pt/brazil>. Acesso em: 29 jan.2023.

PORCIONATO, G. L.; CASTRO, C. N. de; PEREIRA, C. N. **Aspectos sociais do MATOPIBA: análise sobre o desenvolvimento humano e a vulnerabilidade social**. Brasília: IPEA, (2018. (Texto para Discussão, n. 2387).

ROCHA, J. V. V.; VIEIRA, V. C. V. ; SILVA, A. J. da. Análise espaço-temporal da expansão do cultivo da Soja em Uruçuí-Piauí. **Research, Society and Development**, v. 11, n. 6. 2022. Disponível em: <https://rsdjournal.org/index.php/rsd/article/view/29174>. Acesso em: 20 Dez. 2022.

RUFO, T. F.; ARAÚJO SOBRINHO, F. L.; ARAÚJO, G. C. C. de. A região do MATOPIBA: modernização agrícola, dinâmicas e transformações urbanas, em especial os cerrados piauienses. **Boletim de Geografia**, v. 37, n. 3, p. 244-261, 2019. Disponível em: <https://periodicos.uem.br/ojs/index.php/BolGeogr/article/view/43216>. Acesso em: 01 out. 2022.

SANTIAGO, P. Piauí tem 11 cidades na lista de 50 piores IDHs do Brasil, afirma ONU. **G1 Piauí**. 2013. Disponível em: <https://g1.globo.com/pi/piaui/noticia/2013/07/piaui-tem-11-cidades-na-lista-de-50-piores-idhs-do-brasil-afirma-onu>. Acesso em: 01 mar. 2023.

SHIKIDA, P. F. A. ; SOUZA, E. C. de. Agroindústria canavieira e crescimento econômico local. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v. 47, p. 569-600, 2009. Disponível em: <https://www.scielo.br/j/resr/a/pgQnkKRM7ZSN9TRRt6Jvgh/abstract/?lang=pt>. Acesso em: 31 jan.2023.

SOUZA, C. de M. de; SOUZA LIMA, S. E. de; SILVA, W. A. L. da. **Semiárido Piauiense: educação e contexto**. INSA. Campina Grande: 2010. 236p. Disponível em: https://www.academia.edu/8196681/SEMI%C3%81RIDO_PIAUIENSE. Acesso em: 10 fev. 2023.

STEGE, A. L. **Desenvolvimento rural nas microrregiões do Brasil: um estudo multidimensional**. 2011. Dissertação (Mestrado Ciências, Sociais Aplicada). Maringá: Universidade Estadual de Maringá, 2011.



RELAÇÃO ENTRE DEGRADAÇÃO AMBIENTAL E PRODUÇÃO DE LAVOURAS TEMPORÁRIAS NA REGIÃO DO MATOPIBA

Erivelton de Souza Nunes

Doutor pelo Programa de Pós-Graduação em Economia Rural da Universidade Federal do Ceará – PPGER/UFC.

Lattes: <http://lattes.cnpq.br/5255154540868781>.

ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-2560-4866>

Kilmer Coelho Campos

Professor Associado IV do Departamento de Economia Agrícola e do Programa de Pós-Graduação em Economia Rural (PPGER) da Universidade Federal do Ceará e Doutor em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Viçosa.

Lattes: <http://lattes.cnpq.br/6206120391191140>

ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-7752-2542>

Cicero Francisco de Lima

Professor Adjunto A do Departamento de Economia Agrícola e do Programa de Pós-Graduação em Economia Rural (PPGER) da Universidade Federal do Ceará e Doutor pelo Programa de Pós-Graduação em Economia Rural da Universidade Federal do Ceará – PPGER/UFC.

Lattes: <http://lattes.cnpq.br/1567203532624769>.

ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-0473-7758>.

RESUMO

Palavras-chave:

Análise fatorial e de clusters.

Índice de degradação ambiental.

Coefficiente de correlação.

A região do MATOPIBA, pertencente ao Bioma Cerrado, tem se caracterizado por apresentar intensa expansão agrícola recente, destacando-se na produção de lavouras temporárias, especialmente a soja, algodão e milho. Dada a preocupação relativa aos impactos do avanço das atividades socioeconômicas e da dinâmica produtiva sobre a qualidade do meio ambiente na região, o presente estudo se propõe a mensurar um Índice de Degradação Ambiental Agropecuária (IGDAA) e analisar a sua correlação com as produções das principais lavouras temporárias na região, especificamente soja, algodão e milho. Para tanto, foram utilizadas informações do Censo Agropecuário de 2017 e aplicaram-se os métodos de análise fatorial e correlação de *Pearson*. Os resultados mostraram que os municípios do MATOPIBA apresentaram níveis médios de degradação ambiental agropecuários de 18,98%, com destaque para os municípios pertencentes ao estado da Bahia, que apresentaram um IGDAA médio, cerca de 22%. Ademais, verificou-se que os municípios do MATOPIBA que fazem parte da Bahia mostraram maiores correlações da produção de soja, algodão e milho com a degradação ambiental agropecuária.

RELATIONSHIP BETWEEN ENVIRONMENTAL DEGRADATION AND PRODUCTION OF TEMPORARY CROPS IN THE MATOPIBA REGION

ABSTRACT

Keywords:

Agribusiness

Agricultural Frontier

Socioeconomic

Development

Factor analysis

The MATOPIBA region, which belongs to the Cerrado Biome, has been characterized by recent intense agricultural expansion, standing out in the production of temporary crops, especially soy, cotton and corn. Given the concern regarding the impacts of the advancement of socioeconomic activities and productive dynamics on the quality of the environment in the region, this study aims to measure an Agricultural Environmental Degradation Index (IGDAA) and analyze its correlation with the main temporary crops in the region, specifically soy, cotton and corn. Therefore, information from the 2017 Agricultural Census was used and the methods of factor analysis and Pearson's correlation were applied. The results showed that the municipalities of MATOPIBA presented average levels of agricultural environmental degradation of 18.98%, with emphasis on the municipalities belonging to the state of Bahia, which presented an average IGDAA, around 22%. Furthermore, it was found that the municipalities of MATOPIBA that are part of Bahia showed greater correlations between the production of soybean, cotton and corn with agricultural environmental degradation.

1 INTRODUÇÃO

A recente dinâmica de modernização agrícola brasileira, caracterizada, especialmente, pela inserção tecnológica e de maquinário no processo de produção, foi responsável pela transformação estrutural do espaço rural, tanto na forma de se produzir, como no espaço geográfico agropecuário, alterando também as relações sociais com o meio ambiente.

De acordo com Cunha *et al.* (2008), especificamente nas regiões de Cerrado, visando atender ao mercado internacional, tem sido adotado um modelo de ocupação do espaço e de produção voltado à produção em larga escala, com intenso uso de tecnologias, porém não têm havido as devidas preocupações quanto aos efeitos desse modelo de produção sobre o meio ambiente.

Segundo Strassburg *et al.* (2017), a região do MATOPIBA, que engloba municípios pertencentes à intersecção dos estados do Maranhão, Tocantins, Piauí e Bahia, passou por grandes transformações em termos de atividades agrícolas, dadas, principalmente, a partir da década de 1990. Assim como o que ocorreu com as demais regiões do País, essas transformações são marcadas pelo avanço da agricultura mecanizada, suportada pela utilização de tecnologias de plantio, irrigação, fertilização do solo e de agrotóxicos para controle de pragas e parasitas.

A literatura trata essa região como a última fronteira agrícola de produção no país (Bolfe *et al.*, 2016; Dutre e Silva *et al.*, 2018; Pereira, 2019). Dada essa conjuntura acerca da região, torne-se relevante explorar pesquisas que retratem a dinâmica do MATOPIBA, bem como aprofundar em questões de natureza multidimensional que auxiliem no maior entendimento da realidade que assola a produção agrícola.

Por um lado, Silva *et al.* (2018) ressaltam que essa dinâmica ocasionou um resultado econômico positivo, dado pelo aumento da produção de grãos e ganhos de produtividade agrícola. Dados da Produção Agrícola Municipal do IBGE (2019) mostram que entre 1994 (meados da década de 1990) e 2019 (último ano com dados disponíveis), o crescimento da área plantada e colhida de lavouras temporárias foi de, aproximadamente, 4 milhões de hectares, enquanto o valor da produção agrícola dos municípios da região, em termos reais, se expandiu em mais 500%, passando de cerca de R\$ 4,2 milhões para um valor aproximado de R\$ 23,4 milhões ao longo do período. Além disso, considerando os principais produtos agrícolas produzidos na região, tem-se que, considerando o ano de 2019, do total de cerca de R\$ 23,4 milhões do valor da produção agrícola, destacam-se as culturas de soja, algodão e milho, que apresentaram, respectivamente, 60,1%, 17,6% e 12,3% deste total, sendo, portanto, as principais culturas produzidas nesta localidade.

Por outro lado, de acordo com Ferreira (2009), a expansão da fronteira agrícola em regiões localizadas no bioma Cerrado tem o influenciado negativamente, gerando a perda de biodiversidade. Nesse sentido, Cunha *et al.* (2008) ressaltam que a intensa exploração agropecuária na região tem causado intensa degradação ambiental, acompanhada do elevado desmatamento, compactação e erosão do solo, assoreamento dos rios, poluição de águas subterrâneas e, portanto, transformando o ecossistema como um todo. Além disso, o Cerrado do MATOPIBA consiste na área onde ocorrem as taxas de desmatamento mais elevadas do bioma, sendo a agricultura a apresentar-se como o vetor mais relevante de mudança na utilização da terra, que tende a permanecer em função da disponibilidade de terras e do modelo de produção agrícola que a região apresenta.

Diante da relevância da região do MATOPIBA no cenário agrícola brasileiro e das questões ambientais relacionadas à expansão da fronteira agrícola nesta região, o presente artigo objetiva analisar a degradação ambiental em nível municipal nessa região. Especificamente, propõe-se a criação e hierarquização de um Índice Geral de Degradação Ambiental Agropecuária (IGDAA) para os municípios pertencentes à essa localidade. Ademais, tendo em vista que as principais culturas produzidas na região se tratam da soja,

algodão e milho, que representam cerca de 90% do valor da produção agrícola na região, busca-se, adicionalmente, verificar a relação entre a produção dessas culturas e a degradação ambiental, considerando os municípios analisados.

Por meio da determinação de fatores relacionados à intensidade agropecuária preponderante no padrão de degradação dos municípios pertencentes à região do MATOPIBA e considerando dados do Censo Agropecuário de 2017, o presente trabalho busca contribuir com a literatura ao construir um Índice Geral de Degradação Ambiental Agropecuária (IGDAA) para a referida região, relacionando-o à produção de soja, algodão e milho, que se tratam das principais culturas de lavouras temporárias na região.

Afora essa introdução, o artigo é composto por mais quatro seções. Na segunda, apresentam-se as evidências empíricas relativas à aplicação da técnica estatística multivariada de análise fatorial para a construção de índices de degradação ambiental em diferentes regiões do Brasil. Na terceira seção, expõem-se a base e tratamento de dados, bem como os procedimentos metodológicos. Por fim, são apresentados os resultados e discussão e conclusões, na quarta e quinta seção, respectivamente.

2 REVISÃO DE LITERATURA

Lemos (2001) foi o primeiro estudo de relevância que aplicou ferramentas da estatística multivariada para mensurar a degradação ambiental em nível municipal. O referido estudo utilizou de diferentes indicadores econômicos, sociais e biológicos, extraídos dos Censos Agropecuários de 1995/1996, visando a construção de um índice de degradação ambiental para os municípios nordestinos, o que tornou possível um mapeamento dos referidos municípios quanto aos níveis de degradação ambiental. Destacaram-se, como principais resultados, o fato de que mais de 60% dos municípios nordestinos apresentaram mais de 80% de degradação, sendo que, em termos médios, o estado da Bahia e de Pernambuco foram aqueles que apresentaram maior e menor índice de degradação ambiental médio.

Posteriormente, outros estudos procuraram construir o índice de degradação ambiental para diferentes regiões e/ou localidades do País, a exemplo de Cunha *et al.* (2008), Pais, Silva e Ferreira (2012), Pinto, Lopes e Coronel (2014), Campos *et al.* (2015), Pinto e Coronel (2015) e Pereira, Pereira e Sproesser (2019).

Com o objetivo de estudar a relação entre a exploração agropecuária e a degradação ambiental na região do Cerrado brasileiro, Cunha *et al.* (2008) tomaram por base a técnica

estatística multivariada de análise fatorial e fatores associados à intensidade da exploração agropecuária, para construir um Índice Geral de Degradação Ambiental (IDG). Para tanto, foram utilizados dados do Censo Agropecuário de 1995/1996 e consideraram-se as 73 Microrregiões Homogêneas (MRH) que formam o núcleo central da referida região. A construção do IDG possibilitou a hierarquização e agrupamento destas microrregiões em função do potencial de cada uma delas quanto à degradação ambiental. Os principais resultados indicaram a identificação de três fatores associados à degradação ambiental na região, quais sejam, utilização intensiva do solo e de tecnologias mecânica e bioquímica, intensidade de exploração pecuária e outras dimensões relativas à agricultura. Ademais, observou-se que as microrregiões pertencentes ao noroeste de Minas Gerais e sul goiano se destacaram com os maiores índices de degradação, enquanto Tocantins, Piauí e Maranhão obtiveram menores índices de degradação.

Pais, Silva e Ferreira (2012), por sua vez, buscaram analisar a degradação ambiental da agropecuária dos municípios baianos. Especificamente, objetivaram formar um índice geral de degradação ambiental e investigar a presença de similaridades entre o padrão de degradação dos referidos municípios. Para tanto, utilizaram, respectivamente, o método de análise fatorial e a análise de conglomerados e, de posse de dados do Censo Agropecuário de 2006, observaram que os municípios pertencentes à região central do estado apresentaram reduzido padrão de degradação ambiental da agropecuária, enquanto as mesorregiões associadas ao Centro Sul e Sul destacaram-se de modo insatisfatório, já que expuseram níveis elevados de degradação.

Os dados do Censo Agropecuário de 2006 e a técnica estatística de análise fatorial também foram considerados por Pinto, Lopes e Coronel (2014) para a análise da degradação ambiental nos municípios e mesorregiões paranaenses. Por meio da construção do Índice de Degradação (ID), os autores destacam que o a degradação ambiental média a nível municipal foi de cerca de 67,76%, de modo que as mesorregiões Centro-Oriental, Centro-Sul e Sudeste obtiveram os níveis mais altos de degradação ambiental.

De posse da análise fatorial e de *clusters* e tendo em vista os dados dos Censos Agropecuários de 1995/1996 e de 2006, Campos *et al.* (2015) investigaram a evolução da degradação ambiental agropecuária nas microrregiões do Bioma da Caatinga. Os autores realizaram a referida análise por meio da construção, hierarquização e agrupamento do Índice Geral de Degradação Ambiental (IGD). Verificaram que ocorreu uma queda geral da degradação ambiental agropecuária. Em termos mais específicos observaram-se resultados

distintos para as microrregiões analisadas. Para as microrregiões que obtiveram êxito em termos de redução da degradação ambiental, observaram a diminuição da utilização de defensivos agropecuários e irrigação como principais fatores responsáveis pela queda, enquanto o crescimento da mecanização, aumento da área dedicada à agropecuária e diminuição das matas e florestas foram os principais fatores responsáveis pelo aumento da degradação nas microrregiões com níveis mais elevados, com destaque para as microrregiões pertencentes ao Ceará.

Já Pinto e Coronel (2015), analisaram o impacto de fatores relacionados ao desenvolvimento rural sobre o padrão de degradação ambiental agropecuário nos municípios do Rio Grande do Sul. Como instrumental metodológico, utilizou-se a técnica de análise fatorial para construção do Índice de Degradação Ambiental Agropecuário (IDAA), e dados em painel, para verificar o efeito dos fatores de desenvolvimento rural sobre o IDAA. Os autores utilizaram dados dos Censos Demográficos de 2000 e 2010, bem como dados dos Censos Agropecuários de 1996 e 2006. No que concerne à análise do IDAA, identificaram três fatores, que corresponderam, respectivamente, a melhoria da produção, força mecânica nas áreas agrícolas e fator monetário e de trabalho. Ademais, constataram níveis altos de degradação ambiental agropecuária para os municípios gaúchos, que são explicados, positivamente, pela situação de habitação e escolaridade rural e corretivos utilizados na produção rural, consumo de energia elétrica rural e, negativamente, pela condição estrutural e competitiva do setor agropecuário, área destinada à produção agropecuária, rendimento médio mensal *per capita* no ambiente rural e pelo valor dos financiamentos concedidos aos estabelecimentos agropecuários.

Em pesquisa voltada para o estado de Santa Catarina, Pinto, Conte e Coronel (2015), avaliaram o padrão de degradação ambiental a nível municipal por meio da mensuração de Índice de Degradação, dada pelo emprego da análise fatorial e com base nos dados do Censo Agropecuário de 2006. Seus resultados indicam um valor médio de degradação ambiental de aproximadamente 47,28% para os municípios catarinenses e um padrão similar de degradação ambiental. Em termos de mesorregiões o destaque negativo foi Serrana com o maior índice de degradação ambiental, enquanto o destaque positivo foi a região do Vale do Itajaí, que apresentou o menor índice de degradação ambiental.

Por fim, também se observa na literatura o estudo de Pereira, Pereira e Sproesser (2019), que procuraram investigar a relação da degradação ambiental com as práticas agropecuárias nos municípios sul mato-grossenses. Como instrumental metodológico, utilizaram-se da análise fatorial e consideraram informações relacionadas à intensidade de

exploração agropecuária, retiradas do Censo Agropecuário de 2006. Os autores constataram, como principais evidências, que os fatores mais explicam os altos índices de degradação ambiental no estado do Mato Grosso do Sul tratam-se da intensidade de produção agrícola e sustentabilidade da pecuária. Além disso, observaram um índice geral de degradação ambiental relativamente baixo (0,316).

3 METODOLOGIA

Para estruturar a análise da degradação ambiental na região do MATOPIBA, optou-se por uma metodologia robusta, capaz de mensurar de forma precisa os impactos da expansão agrícola. A seleção de variáveis-chave permitiu uma visão abrangente dos principais indicadores ambientais e produtivos, integrando técnicas de análise multivariada para capturar as interações entre uso do solo, práticas agropecuárias e seus efeitos sobre o meio ambiente. Dessa forma, o estudo oferece uma ferramenta analítica que não apenas descreve, mas também interpreta os desafios enfrentados na busca pelo equilíbrio entre produtividade e sustentabilidade.

3.1 Área de estudo

A área de estudo desta pesquisa contempla os municípios pertencentes à região do MATOPIBA, que compreende 31 microrregiões e 337 municípios. Os estados do Maranhão, Tocantins, Piauí e Bahia acomodam, respectivamente, 41,25%, 40,06%, 9,79% e 8,90% do total de municípios da região. Considerando dados para o ano de 2019, tem-se que essa área abrange cerca de 730 mil km² e possui um total de cerca de 6,4 milhões de pessoas, do qual aproximadamente 60% correspondem ao estado do Maranhão.

A cobertura vegetal natural da área é formada, de modo predominante, por savanas, áreas de tensão ecológica e floresta estacional decidual, que correspondem à 63,6%, 15% e 10,7%, respectivamente. Ademais, a área engloba os biomas do Cerrado, Amazônia e Caatinga, que, de forma respectiva, apresentam os percentuais de 91%, 7,3% e 1,7%. (Bolfé *et al.* 2016; Barbirato; Souza, 2018; IBGE, 2019).

Do ponto de vista agropecuário, em termos gerais, dados do Censo Agropecuário de 2017 revelam que aproximadamente 362 mil quilômetros quadrados do território da região estão ocupados por estabelecimentos agropecuários, que obtiveram um valor das receitas ou

rendas, em média, de R\$ 84,4 milhões. Ademais, a região possui cerca de um milhão de pessoas ocupadas em atividades agropecuárias, evidenciando o forte dinamismo agropecuário presente na região.

Para a análise da degradação ambiental nos municípios pertencentes à região do MATOPIBA, e com base nos estudos de referenciados na seção anterior, especialmente os trabalhos de Lemos (2001), Cunha *et al.* (2008), Pinto e Coronel (2015), Pereira, Pereira e Sproesser (2019), foram consideradas, como variáveis: Área utilizada em culturas permanentes - X1 (em hectares); Área utilizada em culturas temporárias - X2 (em hectares); Área utilizada em pastagens naturais - X3 (em hectares); Área utilizada em pastagens plantadas - X4 (em hectares), Efetivo de bovinos - X5 (unidades); Número de tratores - X6 (unidades); Despesas com adubos e corretivos - X7 (em mil reais); Despesas com agrotóxicos - X8 (em mil reais); Despesas com combustíveis e lubrificantes - X9 (em reais); Despesas com energia elétrica - X10 (em mil reais); Número de Estabelecimentos Agropecuários com irrigação - X11; Número de Estabelecimentos Agropecuários com controle de pragas animais - X12; Número de Estabelecimentos Agropecuários que fazem adubação - X13; Número de Estabelecimentos Agropecuários que usam agrotóxicos - X14; Valor da produção Animal (em mil reais) - X15; Valor da produção Vegetal - X16 (em mil reais); Número de Estabelecimentos Agropecuários que fizeram pousio ou descanso do solo - X17; Mão de obra ocupada na agropecuária - X18; Número de EA que receberam assistência técnica - X19; Número de Estabelecimentos Agropecuários com energia elétrica - X20; Número de Estabelecimentos Agropecuários que não usaram sistema de preparação do solo - X21.

Ainda com base nos autores antes mencionados, e visando a redução das heterogeneidades que podem ocorrer entre os estabelecimentos agropecuários, realizou-se a divisão de todas as variáveis pela área aproveitável dos estabelecimentos agropecuários, exceto no caso do efetivo bovino, em que se fez a proporção em função da área utilizada com pastagens naturais e plantadas. Ademais, informações relativas à estas variáveis foram extraídas do Censo Agropecuário de 2017, disponibilizado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística.

3.2 Análise fatorial por componentes principais

A mensuração da degradação ambiental dos municípios pertencentes à região do MATOPIBA se deu a partir da análise fatorial. A técnica multivariada de análise fatorial trata-se de uma técnica exploratória que busca formar um conjunto relativamente reduzido de

fatores não correlacionados entre si, a partir das relações existentes entre um grande conjunto de variáveis correlacionadas, tornando possível a construção de indicadores, de modo que esses fatores representem, conjuntamente, o comportamento das variáveis originais. (Hair *et al.*, 2009; Fávero *et al.*, 2009; Fávero; Belfiore, 2017).

O primeiro procedimento adotado na análise fatorial foi à estimação da matriz de correlação (P_{pxp}), através da matriz de correlação amostral (R_{pxp}). O objetivo é a estimação do número de fatores (denotado por “m”) a partir da extração de autovalores da matriz de correlação amostral (R_{pxp}) e sua ordenação em ordem decrescente (Campos; Silva; Campos, 2016).

O critério considerado foi o da raiz latente, que parte do princípio de que qualquer fator individual deve explicar a variância de pelo menos uma variável para a permanência dele na análise. Os fatores que apresentarem raízes latentes ou autovalores maiores do que 1 são significativos e importantes para a análise (Mingoti, 2005).

De modo formal, Fávero *et al.* (2009) indicam que este modelo relaciona variáveis padronizadas à fatores comuns da seguinte forma:

$$X_i = \alpha_{i1}F_1 + \alpha_{i2}F_2 + \dots + \alpha_{im}F_m + \varepsilon_i \quad i = 1, 2, \dots, p \quad (1),$$

em que: X_i dizem respeito a i-ésima variável padronizada, sendo $i = 1, 2, \dots, p$; α_i referem-se as cargas fatoriais que estimam o grau de relação linear entre as variáveis padronizadas X_i e os fatores comuns F_m e mensuram a importância dos fatores na formulação de cada variável (correlação); F_m relacionam-se aos fatores comuns, formados pelas correlações que existem entre as variáveis, com $j = 1, 2, \dots, m$; e ε_i estão associados aos erros ou fatores específicos.

O segundo procedimento na análise fatorial foi a estimação da matriz de cargas fatoriais (L_{pxm}) e de variâncias específicas (Ψ_{pp}) a partir do método dos componentes principais. Adotou-se a rotação ortogonal dos fatores, visando a facilitação da interpretação dos dados. Loesch e Hoeltgebaum (2012) ressaltam que tal procedimento por ser realizado por meio dos critérios Varimax, Quartimax e Promax, no entanto, dado que o critério mais usado consiste no critério de rotação ortogonal Varimax, por possibilitar que se obtenha a

máxima variância dos quadrados dos fatores sobre a totalidade das variáveis, optou-se por esse critério.

O terceiro procedimento na análise fatorial foi a estimação dos escores dos fatores para cada elemento amostral. Supõe-se que cada elemento da amostra tenha um valor (escore fatorial) para cada um dos fatores comuns, que não são diretamente observáveis. A previsão dos escores fatoriais pode ser verificada pelo método dos mínimos quadrados ponderados; pelo método de regressão utilizando o método de máxima verossimilhança para a estimação das matrizes de variáveis explicativas e de covariâncias com utilização de propriedades da distribuição normal multivariada; e pelo método *ad hoc* para estimação dos escores (Mingoti, 2005). Utilizou-se o método dos mínimos quadrados ponderados que é mais vantajoso em razão da sua facilidade de implementação.

Para verificar a adequabilidade do modelo de análise fatorial ortogonal, foram usados as estatísticas de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO), a *measure of sampling adequacy* (MSA) e o teste de Bartlett (Mingoti, 2005).

A estatística de KMO, por sua vez, visa verificar a adequação global propriamente dita em relação aos fatores extraídos. Além disso, a referida estatística apresenta variação de zero a um, de modo que valores próximos a zero indicam a não adequação do método, enquanto valores próximos a 1 indicam que o método é apropriado. Valores maiores que 0,60 implicam na aceitação do uso da análise fatorial segundo esses autores (Fávero *et al.* 2017).

Na presente pesquisa, também se analisou a Medida de Adequação da Amostra, *Measure of Sampling Adequacy* (MSA), visando quantificar o nível de intercorrelações entre as variáveis e a adequação da análise fatorial, sendo que, para que a análise fatorial seja empregada, necessita-se de um MSA superior a 0,50 para uma variável individual.

O objetivo do teste de esfericidade de Bartlett é observar se a matriz de correlações se trata de uma matriz identidade com determinante igual a 1. Em caso afirmativo, tem-se a não correlação entre as variáveis e, portanto, não se torna adequada a adoção da análise fatorial.

3.3 Índice de Degradação Ambiental Agropecuária (IGDAA) dos municípios do MATOPIBA e correlação do IGDAA com as principais lavouras temporárias da região

Após a identificação dos fatores e das respectivas cargas, procedeu-se a construção do Índice Geral de Degradação Ambiental Agropecuária (IGDAA) para os

municípios do MATOPIBA. A criação deste Índice seguiu, principalmente, os estudos de Cunha *et al.* (2008), Campos *et al.* (2015) e Pereira, Pereira e Sproesser (2019), realizando-se a agregação dos fatores obtidos conforme a equação (2) que segue:

$$IGDAA_i = \frac{\sum_{j=1}^p \lambda_i F_{ij}^*}{\sum \lambda_i}, \quad (2),$$

em que: $IGDAA_i$ consiste no Índice Geral de Degradação Ambiental Agropecuária do município i ; λ_i reflete a raiz característica i ; p trata-se do número de fatores comuns obtidos; F_{ij}^* diz respeito ao j -ésimo escore fatorial do município i ; e $\sum \lambda_i$ representa a soma dos autovalores relacionados ao total de fatores obtidos.

No entanto, para garantir que os escores fatoriais associados aos municípios analisados variassem de zero a um, normalizaram-se esses escores, realizando-se uma transformação de acordo com a expressão que segue, também baseada em Campos *et al.* (2015) e Pereira, Pereira e Sproesser (2019):

$$F_{ij}^* = \frac{F_{ij} - F_j^{min}}{F_j^{max} - F_j^{min}}, \quad (3).$$

De modo que F_{ij}^* está associado ao j -ésimo escore fatorial normalizado do município i ; F_j^{min} corresponde ao menor escore do j -ésimo fator; e F_j^{max} trata-se do maior escore verificado para o fator j . A construção do IGDAA fornece valores que variam de zero (mínimo) a um (máximo). Visando a facilitação da interpretação dos resultados, agruparam-se os índices, distribuindo-os para a totalidade do MATOPIBA e entre os estados que compõem a referida região, a fim de analisar o comportamento da degradação ambiental agropecuária, tanto para o MATOPIBA como um todo, quanto para os estados que abrangem os municípios pertencentes à referida região.

Após a obtenção do IGDAA, e considerando a importância das culturas de lavouras temporárias, principalmente soja, algodão e milho para a região analisada, adotou-se a correlação de *Pearson* para analisar a correlação do IGDAA com as culturas mencionadas. O método aplicado para esse objetivo baseou-se nos estudos de Dalchiavon e Carvalho (2012) e Moura e Sousa (2020), que analisaram, respectivamente, a correlação linear e espacial dos

componentes de produção e produtividade da soja em um estudo de caso no Mato Grosso do Sul, e o desenvolvimento rural dos municípios do Ceará e Pernambuco, por meio de uma análise multidimensional.

Segundo Pett, Lackey e Sullivan (2003) existem diversas formas de calcular a correlação de *Pearson*, dentre as quais pode-se apresentar a seguinte expressão, em termos de covariância e variâncias de X e Y:

$$r_{xy} = \frac{\text{cov}(X, Y)}{\sqrt{\text{var}(x) \text{var}(y)}} \quad (4).$$

Ademais, Pett, Lackey e Sullivan (2003) ressaltam que se pode considerar, como regra, que valores de 0,00 e 0,29 consistem em correlação fraca, 0,30 e 0,49 correlação baixa, 0,50 a 0,69 correlação moderada, 0,70 a 0,89 correlação forte, e 0,90 a 1,00, correlação muito forte. Na análise dos resultados das correlações, considerou-se essa classificação.

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

A presente seção está estruturada em três partes, em que, na primeira, são apresentadas as estatísticas descritivas das variáveis contempladas na pesquisa e, nas seções seguintes, são expostos os resultados relativos à análise fatorial e à construção do Índice Geral de Degradação Ambiental Agropecuário (IGDAA) para os municípios do MATOPIBA.

4.1 Estatísticas descritivas das variáveis contempladas no estudo

Antes de expor os resultados referentes ao emprego da análise fatorial e construção do IGDAA para os municípios do MATOPIBA, torna-se relevante apresentar as principais estatísticas descritivas das variáveis consideradas na pesquisa. Nesse sentido, a Tabela 1 mostra as estatísticas descritivas mais relevantes para o conjunto de variáveis utilizadas na construção do referido Índice. Destaca-se, inicialmente, que apesar da região do MATOPIBA englobar 337 municípios, a amostra considerada limitou-se em 208 municípios, em função da ausência de disponibilidade de dados do Censo Agropecuário de 2017 para a totalidade dos municípios da região.

Tabela 1 - Estatísticas descritivas das variáveis consideradas na pesquisa.

Variáveis	Min	Máx	Média	Desvio Padrão	- CV (%)
X1 - Área utilizada em culturas permanentes (em hectares)	1	47363	1742,28	4786,71	275
X2 - Área utilizada em culturas temporárias (em hectares)	28	512987	22649,61	62880,78	278
X3 - Área utilizada em pastagens naturais (em hectares)	92	134791	13217,88	18632,03	141
X4 - Área utilizada em pastagens plantadas (em hectares)	70	267603	38120,69	40549,35	103
X5 - Efetivo de bovinos (unidades)	544	281253	41949,23	43307,86	852
X6 - Número de tratores (unidades)	3	1689	152,41	220,84	145
X7 - Despesas com adubos e corretivos (em mil reais)	4	422125	13726,78	48380,96	352
X8 - Despesas com agrotóxicos (em mil reais)	2	475310	14148	51939,42	367
X9 - Despesas com combustíveis e lubrificantes (em reais)	46	141095	5222,59	12839,46	246
X10 - Despesas com energia elétrica (em mil reais)	31	28917	1698,1	3506,07	206
X11 - Número de EA com irrigação	1	1210	60,49	139,29	230
X12 - Número de EA com controle de pragas animais	18	2661	671,03	516,16	77
X13 - Número de EA que fazem adubação	4	1092	149,01	183,08	123
X14 - Número de EA que usam agrotóxicos	6	2762	272,46	326,62	120
X15 - Valor da produção Animal (em mil reais)	433	205193	22165,23	26250,36	118
X16 - Valor da produção Vegetal (em mil reais)	81	2378287	83746,75	255474,04	305
X17 - Número de EA que fizeram pousio ou descanso do solo	1	1326	118,22	181,17	153
X18 - Mão de obra ocupada na agropecuária	147	14103	3276,07	2717,39	83
X19 - Número de EA que receberam assistência técnica	4	468	75,5	73,2	97
X20 - Número de EA com energia elétrica	24	3785	725,6	612,55	84
X21 - Número de EA que não usaram sistema de preparação do solo	8	4046	541,25	640,2	118

Fonte: Elaboração própria com base no Censo Agropecuário de 2017.

Nota: EA = Estabelecimentos Agropecuários.

Em termos gerais, observa-se que o efetivo bovino por área de pastagem foi a variável a apresentar a maior variabilidade, dado o maior coeficiente de variação (CV de 8,52%), seguida das despesas com agrotóxicos por parte dos estabelecimentos agropecuários (CV de 3,67%) e das despesas com adubos e corretivos (CV de 3,52%), enquanto as menores variabilidades foram observadas nas variáveis relativas ao controle de doenças e parasitas animais (CV de 0,77%), mão de obra empregada na agropecuária (CV de 0,83%) e o número de estabelecimentos com energia elétrica (CV de 0,84%).

Em média, os estabelecimentos agropecuários tratados no estudo, obtiveram 1.742 hectares de área utilizada em lavouras permanentes, enquanto a área utilizada em lavouras temporárias foi de 22.649 hectares. Isso pode ser explicado pela expansão recente de culturas temporárias na região, com destaque para a produção de soja, algodão e milho. O município de São Desidério apresentou os maiores valores para as respectivas variáveis. Quanto às áreas de pastagens, nota-se que a área de pastagens plantadas variou de 92 hectares, em Tutóia (MA), à 134.791 hectares, em Rio Sono (TO), com média inferior à de pastagens plantadas, que variou de 70 hectares, em Barreirinhas (TO), à 267.603 hectares, em Araguaçu (TO), o que evidencia uma predominância de áreas de pastagens plantadas frente às pastagens naturais na região estudada. Já o número de tratores variou de 3, em Tutóia (MA) e Pedreiras (MA), à 1689, em Formosa do Rio Preto (BA), com média de 152 tratores por município.

A intensificação nas atividades agrícolas na região do MATOPIBA ao longo dos últimos anos fez com que houvesse o maior uso de insumos, seja por inserção de tecnologia no campo em áreas produtivas já existentes, ou mesmo para abertura de novas áreas, tornando a região citada um alvo promissor para novos investimentos, já que é considerada a última fronteira agrícola do Brasil. Entretanto, há uma grande disparidade entre os municípios, bem como foi exposta na Tabela 1.

Em relação às despesas, tem-se que os estabelecimentos agropecuários apresentaram maiores gastos médios com agrotóxicos (cerca de 14,4 milhões), acompanhados dos gastos com adubos e corretivos (R\$ 13,7 milhões). O município de São Desidério (BA) foi o que mais se destacou quanto aos gastos com adubos e corretivos, combustíveis e lubrificantes, e energia elétrica, por parte dos estabelecimentos agropecuários, o que se justifica, possivelmente, pelo destaque do município em termos de produção de lavouras temporárias. Correntina (BA), por sua vez, foi o município em que os estabelecimentos agropecuários mais gastaram com agrotóxicos (R\$ cerca de 422 milhões).

As menores despesas com adubos e corretivos do solo ocorreram em Wanderley (BA) e Tabocas do Brejo (BA), que apresentaram despesas de apenas R\$ 4 mil. Os menores gastos com agrotóxicos, combustíveis e lubrificantes e energia elétrica, foram verificados nos municípios de Cristino Castro (PI), Sucupira do Riachão (MA) e Senador Alexandre Costa (MA), que tiveram, respectivamente, gastos da ordem de R\$ 2 mil, R\$ 46 mil e R\$ 31 mil.

Em termos econômicos, tem-se que os municípios considerados na pesquisa apresentaram uma média de R\$ 83,7 milhões para o valor da produção animal e de R\$ 255 milhões para a produção vegetal, com destaque para os municípios de Barreiras (BA) e São Desidério (BA), que apresentaram os maiores valores, respectivamente. O destaque do

município de São Desidério no cenário agrícola do MATOPIBA se dá, conforme Barbirato e Souza (2018), pelo fato desse município apresentar maior importância em termos de lavouras temporárias, gerando, entre 2001 e 2015, aproximadamente R\$ 2,8 bilhões em receitas. No âmbito do emprego de mão de obra em atividades agropecuárias, nota-se que um forte dinamismo laboral no município de Chapadinha (MA), com cerca de 14 mil pessoas ocupadas na agropecuária, e baixo dinamismo de mão de obra no município de Rio da Conceição (TO), com apenas 147 trabalhadores agropecuários.

Quanto às práticas agrícolas utilizadas pelos municípios pertencentes à região do MATOPIBA, tem-se que, em média aproximada, somente 60 estabelecimentos fizeram uso de sistemas de irrigação, 75 receberam orientação técnica, 118 realizaram o pousio ou descanso do solo, 146 estabelecimentos utilizaram agrotóxicos adubação, 272 fizeram uso de agrotóxicos, 541 não usaram sistemas de preparação do solo e 725 possuíam energia elétrica. Esses números só mostram o quanto os produtores possuem pouco suporte relacionado à assistência técnica e não se apoderam de práticas conservacionistas do solo, o que torna a região mais susceptível à degradação pelo intenso uso de práticas que favorecem a esse processo.

4.2 Identificação de fatores relacionados a degradação ambiental no Matopiba

Conforme destacado na seção metodológica, inicialmente buscou-se verificar a adequabilidade do método de análise fatorial por meio dos testes de esfericidade de Bartlett e o teste de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO), sendo os resultados, para ambos os testes, expressos na Tabela 2.

Tabela 2 - Resultado dos testes de esfericidade de Bartlett e KMO

Teste de esfericidade de Bartlett	Estatística do teste	43884
	<i>P-valor</i>	0,00
Kayser -Meyer-Olkin (KMO)	Overall MSA	0,84

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados da pesquisa.

Como pode ser observado, o teste de esfericidade de Bartlett apresentou um valor de 43.884, com 1% de significância estatística, possibilitando a não rejeição da hipótese alternativa de que uma matriz de correlação é não diagonal, e, portanto, existem correlações entre as variáveis contempladas no estudo. Quanto ao KMO, obteve-se um valor de 0,84,

que indica que, de acordo com Fávero *et al.* (2017), a adequação global da análise fatorial é boa para o conjunto de variáveis considerados. Além disso, analisou-se a MSA, na matriz anti-imagem de correlações, para cada variável analisada. A partir dos resultados apresentados na Tabela 1A em apêndice, nota-se que todas as variáveis apresentaram uma MSA superior à 0,5, o que conforme Hair *et al.* (2009), indica que as variáveis são adequadas ao emprego da análise fatorial.

Tendo em vista que o emprego da análise fatorial é adequado, procedeu-se a aplicação do referido método por meio do método dos componentes principais. No entanto, originalmente, como cada variável pode se relacionar com mais de um fator, deve-se aplicar, conforme Fávero e Belfiore (2017), a rotação ortogonal, para assegurar que cada variável se relacione isoladamente com cada fator extraído, sem que contribuição dos fatores para a variância total se altere. No presente estudo, conforme ressaltado na seção metodológica, aplicou-se a rotação ortogonal pelo método Varimax, sendo os resultados relativos à identificação dos fatores expressos na Tabela 3.

Tabela 3 - Raízes características e variância total explicada pelos fatores.

Fatores	Raízes Características	Variância explicada pelo fator (%)	Variância Acumulada (%)
Fator 1	2,89	37,90	37,90
Fator 2	2,2	22,60	60,50
Fator 3	1,39	9,30	69,80
Fator 4	1,08	7,80	77,60

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados da pesquisa.

Seguindo o critério das raízes características superiores a unidade, sugerido por Fávero e Belfiore (2017), observa-se que, tendo em vista as variáveis consideradas no modelo, foram extraídos quatro fatores, Fator 1, Fator 2, Fator 3 e Fator 4. Estes fatores, que abrangem os indicadores da Degradação Ambiental Agropecuária para os municípios do MATOPIBA, são capazes de explicar aproximadamente 77,60% da variância total dos dados, de modo que o Fator 1 foi aquele a apresentar a maior variância explicada 37,90%, seguido do Fator 2, Fator 3 e Fator 4, que apresentaram, respectivamente variâncias explicadas de 22,60%, 9,30% e 7,80%. Esses resultados foram similares, por exemplo, aos estudos de Cunha *et al.* (2008) e Pereira, Pereira e Sproesser (2019), que encontraram variâncias totais dos dados de cerca de 79,64% e 78,04%, aproximadamente, o que, segundo esses autores, consistem em percentuais com relevância significativa.

Posteriormente, são apresentadas, na Tabela 4, as cargas fatoriais rotacionadas e suas respectivas communalidades, tendo em vista os quatro fatores identificados. Assim como em Cunha *et al.* (2008), embora o estudo tenha buscado observar os indicadores mais associados aos fatores tendo em vista os valores das cargas fatoriais superiores a 0,60, consideraram-se os valores entre 0,50 e 0,60 como indicativos de associação moderada. Além disso, a Tabela 4 apresenta as communalidades, que representam o poder explicativo dos fatores relativos a cada um dos indicadores utilizados, ou seja, trata-se da proporção da variância captada pelos quatro fatores para cada variável.

Nota-se que todas as variáveis obtiveram variabilidade captada pelos quatro fatores, sendo que o indicador que teve variância com maior poder de explicação pelos quatro fatores foi o número de estabelecimentos agropecuários com energia elétrica (X20), com 94%, seguido do número de estabelecimentos agropecuários com adubação (X13) e da mão de obra ocupada em atividades agropecuárias (X8), que apresentaram o percentual de 92%. Ademais, do total de 21 indicadores contemplados na pesquisa, treze (o que equivale a 61,90%), apresentaram variância explicada entre 81% e 94% pelos quatro fatores extraídos.

Tabela 4 - Cargas fatoriais das variáveis analisadas.

Variáveis	Fator 1	Fator 2	Fator 3	Fator 4	Comunalidades
X1	0.66	0.27	-0.04	-0.16	0.54
X2	0.06	0.91	-0.20	0.08	0.88
X3	-0.02	-0.37	-0.52	-0.38	0.55
X4	-0.15	-0.52	0.74	-0.03	0.84
X5	0.92	0.04	-0.01	-0.08	0.86
X6	0.03	0.35	0.56	-0.41	0.61
X7	-0.07	0.92	-0.02	-0.09	0.85
X8	-0.12	0.92	-0.06	-0.06	0.88
X9	0.17	0.77	0.13	-0.20	0.68
X10	0.74	0.25	0.13	0.18	0.66
X11	0.82	0.01	0.06	0.12	0.69
X12	0.78	-0.11	-0.06	0.51	0.88
X13	0.96	0.04	0.05	-0.05	0.92
X14	0.25	-0.17	0.10	0.68	0.57
X15	0.07	-0.25	0.78	0.08	0.69
X16	0.18	0.92	-0.11	-0.03	0.89
X17	0.91	0.01	-0.06	0.05	0.84
X18	0.88	0.00	-0.12	0.35	0.92
X19	0.88	-0.05	0.18	0.03	0.81
X20	0.92	-0.06	-0.08	0.30	0.94
X21	0.72	0.01	-0.21	0.49	0.81

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados da pesquisa.

Observa-se que o fator 1 correlaciona-se fortemente e positivamente com as variáveis relacionadas à área de lavouras permanentes/AA (X1), efetivo bovino por área de pastagens naturais e plantadas (X5), despesas dos estabelecimentos agropecuários com energia elétrica/AA (X10), número de estabelecimentos agropecuários com irrigação/AA (X11), controle de doenças e parasitas animais/AA (X12), número de estabelecimentos agropecuários com adubação/AA (X13), número de estabelecimentos agropecuário que realizam pousio ou descanso do solo/AA (X17), mão de obra empregada em atividades agropecuárias/AA (X18), número de estabelecimentos agropecuários com assistência técnica/AA (X19), número de estabelecimentos agropecuários com energia elétrica/AA (X20) e número de estabelecimentos agropecuários que não utilizam sistemas de preparação do solo/AA (X21). Dadas as características das referidas variáveis, denomina-se o Fator 1 de intensividade da produção em lavouras permanentes, produção pecuária e uso do solo. Ou seja, este fator corresponde às variáveis que mais interferem na degradação ambiental, configurada pela elaboração do índice sintético.

Já o Fator 2, correlaciona-se fortemente com a área utilizada em culturas temporárias/AA (X2), Despesas dos estabelecimentos agropecuários com adubos e corretivos do solo/AA (X7), Despesas dos estabelecimentos agropecuários com agrotóxicos/AA (X8), Despesas dos estabelecimentos agropecuários com combustíveis e lubrificantes/AA (X9) e o Valor da produção vegetal/AA (X16). Portanto, esse fator será denominado de intensividade de culturas temporárias e movimentação financeira.

O Fator 3, por sua vez, apresenta forte correlação positiva com o Valor da produção animal/AA (X15) e com a área de pastagens plantadas/AA (X4), e moderada correlação negativa e positiva com a área de pastagens naturais/AA (X3) e com o número de tratores por estabelecimentos agropecuários/AA (X6). Considerando as particularidades dessas variáveis, denominou-se esse fator 3 de Fator Econômico da Pecuária e Mecanização. Por fim, o quarto e último fator contemplou apenas a variável relativa ao número de estabelecimentos agropecuários que fazem uso de Agrotóxicos (X14), sendo esse fator denominado, portanto, de intensividade no uso de agrotóxicos.

De acordo com Cunha *et al.* (2008), a degradação ambiental mantém íntima relação com a intensidade de atividades agropecuárias, dado que a exploração agropecuária pode ser danosa ao meio ambiente se praticada de modo inadequado, prejudicando à produção e produtividade futuras. Como os indicadores considerados refletem a intensidade das atividades agropecuárias sob diferentes dimensões, a maior intensidade em atividades

agropecuárias pode ser associada a um maior nível de degradação ambiental por parte dos municípios pertencentes ao MATOPIBA.

Por meio das cargas fatoriais, estimaram-se os escores fatoriais, que se referem ao valor dos fatores (peso) para cada município analisado e que foram utilizados no agrupamento dos municípios, considerando-se as similaridades entre eles, de modo a considerar a situação destes quanto à média amostral. As estimativas dos escores fatoriais, expostas na Tabela 1B em apêndice, mostram que, para o Fator 1, apenas 24,52% (51) dos 208 municípios considerados obtiveram valores superiores aos da média amostral. Logo, tem-se que 75,48% (157) do total de municípios apresentaram-se em patamares inferiores ao da média no que se refere às variáveis englobadas pelo Fator 1. Os municípios de Formosa do Rio Preto (BA) e Barreirinhas (BA) foram os que apresentaram, respectivamente, o menor (-0,67) e o maior (13,07) valor relativo ao escore fatorial.

Quanto ao Fator 2, observa-se que, da totalidade de municípios, somente 30,77% (64) expuseram acima da média, mostrando que parcela minoritária dos municípios tratados apresenta área utilizada em culturas temporárias/AA, despesas dos estabelecimentos agropecuários com adubos e corretivos do solo/AA, despesas dos estabelecimentos agropecuários com agrotóxicos/AA, despesas dos estabelecimentos agropecuários com combustíveis e lubrificantes/AA e valor da produção vegetal//AA, acima da média amostral. Em contrapartida, 69,23% (144) obtiveram valores maiores que a média da amostra. O município de Rio da Conceição (TO) foi o que obteve maior (4,92) escore fatorial para esse fator, enquanto o menor (-0,079) valor foi identificado para o município de Santa Tereza do Tocantins (TO).

Por fim, no caso do Fator 3 e Fator 4, verifica-se, de modo respectivo, que, dentre os municípios analisados, 46,63% (97) e 44,71% (93) obtiveram valores superiores à média da amostra (valores positivos). Isso indica que 53,37% (111) dos municípios apresentaram-se abaixo da média no que se refere (listar variáveis), bem como 55,29% (115) das observações tratadas encontraram-se abaixo da média da amostra quanto à utilização de agrotóxicos por parte dos estabelecimentos agropecuários. Os maiores e os menores escores fatoriais para o Fator 3 e 4 foram obtidos, respectivamente, pelos municípios de Carmolândia (TO) e Tutóia (MA), e pelos municípios de Rio Sono (TO) e Pedro Afonso (TO).

4.3 Índice de Degradação Ambiental Agropecuária (IGDAA) e Relação com as principais lavouras temporárias

Dada a dificuldade de análise, agrupamento e hierarquização dos municípios do MATOPIBA quanto ao nível de degradação ambiental agropecuária considerando-se somente os escores fatoriais, construiu-se o Índice de Degradação Ambiental Agropecuária a partir dos quatro fatores extraídos, seguindo a equação (4). Os resultados são apresentados em termos da totalidade dos municípios considerados e por estado na Tabela 5.

Tabela 5 - Índice de Degradação Ambiental Agropecuária (IGDAA) para municípios do MATOPIBA, totalidade e distribuição entre os estados.

Localidade	Total de Municípios	IGDAA Médio	Mínimo	Máximo	Desvio Padrão	CV (%)
MATOPIBA	208	0,1898	Rio Sono (TO) (0,03)	Barreirinhas (MA) (0,54)	0,0653	34,40
Bahia (BA)	26	0,2200	Santa Rita de Cássia (0,12)	Luís Eduardo Magalhães (0,42)	0,0814	37,00
Maranhão (MA)	69	0,2032	Sucupira do Riachão (0,11)	Barreirinhas (0,54)	0,0618	30,42
Piauí (PI)	23	0,1763	Landri Sales (0,10)	Baixa Grande do Ribeiro (0,25)	0,0495	28,07
Tocantins (TO)	90	0,1742	Rio Sono (0,03)	Rio da Conceição (0,42)	0,0618	35,49

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados da pesquisa.

Nota-se que, em termos médios, a região do MATOPIBA, representada por 208 municípios, apresentou um Índice de Degradação Ambiental Agropecuária de cerca de 19%, sendo que o município a apresentar o menor nível IGDAA foi Rio do Sono, pertencente ao estado de Tocantins, enquanto o município que se destacou com o maior nível de degradação ambiental agropecuária foi Barreirinhas, localizado no Maranhão.

Em termos desagregados, quando realizada a distribuição dos municípios para os seus respectivos estados, nota-se inicialmente que os municípios pertencentes ao estado da Bahia foram aqueles que apresentaram a maior variabilidade em relação ao IGDAA, dado o maior coeficiente de variação (37,00%). Observa-se ainda que os municípios que fazem parte da Bahia foram os que apresentaram a maior média de degradação ambiental agropecuária, variando de 12%, no município de Santa Rita de Cássia, à 42% em Luís Eduardo Magalhães. O segundo estado a se destacar em termos de Degradação Ambiental Agropecuária foi o Maranhão, com IGDAA médio de 20%, sendo o município de Sucupira do Riachão (0,11)

o menos degradado, enquanto Barreirinhas apresentou os níveis mais críticos de degradação (0,54).

Os municípios pertencentes ao Piauí, por sua vez, obtiveram uma média de 18%, sendo que Landri Sales e Baixa Grande do Ribeiro obtiveram o menor (10%) e maior (25%) nível de degradação respectivamente. Por fim, Rio Sono e Rio da Conceição representaram, de modo respectivo, o menor e o maior nível de IGDAa no estado do Tocantins, que o foi o estado a apresentar a menor média para o referido índice (17%).

Dada a importância das culturas de lavouras temporárias nos municípios do MATOPIBA, com destaque para a soja, algodão e milho, procedeu-se a análise das correlações das referidas culturas e do IGDAa. Os resultados são apresentados na Tabela 6, que mostra os coeficientes de correlação de Pearson entre a produção de soja, algodão e milho e o IGDAa, e as significâncias estatísticas do teste t, aplicado em todos os casos. Ressalta-se que se analisaram os resultados tanto na totalidade de municípios considerados, quanto distribuindo-os em seus respectivos estados. Além disso, destaca-se que, como do total de 208 municípios, apenas 120 possuíam informações suficientes para a análise de correlação proposta, considerou-se esse grupo de municípios.

Tabela 6 - Correção do IGDAa com as principais culturas de lavouras temporárias da região do MATOPIBA

Correlações	MATOPIBA	Maranhão	Tocantins	Piauí	Bahia
IGDAa versus Produção de Soja	0,60***	0,43**	0,28**	0,63**	0,77***
IGDAa versus Produção de Algodão	0,51***	0,47***	0,18	0,16	0,66**
IGDAa versus Produção de Milho	0,47***	0,34**	0,23*	0,57**	0,70***

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados da pesquisa.

Para os municípios considerados como representativos da região do MATOPIBA como um todo, e considerando-se um nível de 1% de significância estatística, a produção de soja foi a que mais afetou o IGDAa (0,60), seguida da produção de algodão (0,51) e de milho (0,47). Portanto, seguindo a classificação proposta por Pett, Lackey e Sullivan (2003), nota-se que a produção de soja e de algodão possui correlação moderada com a degradação ambiental dos municípios analisados, enquanto a produção de milho mantém correlação baixa.

Analisando-se de forma desagregada, tem-se que a correlação da produção de soja com a degradação ambiental agropecuária é maior para o estado da Bahia (0,77), e a menor correlação desta cultura com o IGDA é verificada em Tocantins (0,28), ao nível de 1% e 5% de significância, respectivamente. Os municípios pertencentes ao estado da Bahia também se destacam por apresentarem as maiores correlações do IGDA com a produção de algodão (0,66, significativo a 5%) e de milho (0,70, significativo a 1%), de modo que os municípios localizados em Tocantins possuem as produções de milho e soja menos correlacionadas com nível de degradação ambiental agropecuária, dadas que as referidas correlações ficaram entre 0,23 (significativo a 10%) e 0,28 (significativo a 5%), consideradas por Pett, Lackey e Sullivan (2003), como fracas.

Esses resultados estão em consonância com estudos preconizados pela literatura, especificamente os que tratam da soja, a exemplo de Brum, Dalfovo e Azuaga (2009), que, associados a essa cultura, identificaram impactos ambientais negativos gerados pela degradação dos recursos naturais em Sorrito-MT, e Queiroz (2009), que observou que o modelo agroexportador da soja, junto a pecuária, influencia o processo de degradação ambiental na região do cerrado.

5 CONCLUSÃO

Para o emprego da análise fatorial, utilizaram-se 21 indicadores e foram extraídos 4 fatores. Os resultados mostraram que o fator F1 explica parcela majoritária da variância dos dados (37,90%), seguido do Fator F2 que explica (22,6%) da variância dos dados. O Fator F3 e F4 explicaram cerca de 9,30% e 7,80% da variância dos dados, respectivamente. Conjuntamente, os referidos fatores foram capazes de explicar aproximadamente 77% da variância total dos dados, indicando a relevância de se observar esses fatores como um modo de minimizar a degradação ambiental a região em análise, principalmente nos municípios que apresentam valores elevados para as variáveis que formam estes fatores. Além disso, observou-se que os municípios do MATOPIBA apresentaram um IGDA médio reduzido (0,189), sendo que os municípios pertencentes ao estado da Bahia expuseram IGDA mais elevados (IGDA médio de 0,22), enquanto os municípios localizados no estado do Tocantins obtiveram IGDA menores (Média de 0,174).

Os resultados da correlação de *Pearson* evidenciaram que, em termos gerais, existe uma correlação moderada entre a produção de soja e a degradação ambiental agropecuária nos municípios do MATOPIBA, enquanto a produção de algodão e milho mantém

correlação moderada e baixa, respectivamente. Ao desagregar os municípios em função dos estados, notou-se que o Estado da Bahia se destacou por apresentar as maiores correlações entre a degradação ambiental agropecuária e as produções de lavouras temporárias consideradas, de modo que a soja se correlacionou fortemente com o IGDA, seguida da produção de milho e algodão, que apresentaram correlações forte e moderada, respectivamente. Desse modo, tem-se a necessidade de que sejam adotadas políticas públicas voltadas à sustentabilidade ambiental e econômica da região, especialmente no estado da Bahia.

Sugerem-se políticas públicas que busquem auxiliar os estabelecimentos agropecuários no que se refere à correta utilização dos recursos naturais, facilitar o acesso à meios técnicos apropriados que reduzam o efeito da atividade agropecuária na degradação ambiental na referida localidade. Para tanto, se faz relevante que estes estabelecimentos recebam orientação técnica mais eficiente, financiamentos e subsídios ligados a práticas sustentáveis, dentre outros.

Dentre as limitações do estudo destaca-se a sua restrição a um recorte temporal específico, em função da disponibilidade de dados que contemplem as variáveis consideradas na pesquisa e possibilitem as análises propostas. Para trabalhos futuros, sugere-se que se considerem períodos distintos de tempo, permitindo a análise da evolução e comparação dos níveis de degradação na região. Ademais, no caso da análise de correlações da degradação ambiental agropecuária e da produção de lavouras temporárias, sugere-se que se empreguem abordagens alternativas que tornem possível captar o efeito dessas produções na degradação, tanto em termos de relações quanto de magnitudes, e que se incorporem outras variáveis para controlar esses efeitos.

REFERÊNCIAS

- BARBIRATO, F. E. L.; SOUZA, L. I. MATOPIBA: a expansão da agricultura em remanescentes de vegetação nativa de bioma Cerrado. **Sustentabilidade em Debate**. Brasília, n. 7, jul. 2018. Disponível em: <https://x.gd/4EVe8>. Acesso em: 13 maio 2021.
- BOLFE, É. L.; VICTÓRIA, D. D. C.; CONTINI, E.; BAYMA-SILVA, G.; SPINELLI-ARAÚJO, L.; GOMES, D. Matopiba em crescimento agrícola: aspectos territoriais e socioeconômicos. **Revista de Política Agrícola**, São Paulo, v. 25, n. 4, p. 38-62, 2016.
- BRUM, A. L.; DALFOVO, W. C. T.; AZUAGA, F. L. Alguns impactos da expansão da produção de soja no município de Sorriso-MT. **Desenvolvimento em Questão**, Ijuí, v. 7, n. 14, p. 173-200, 2009.
- CAMPOS, S. A. C.; FERREIRA, M. D. P.; COELHO, A. B.; LIMA, J. E. Degradação ambiental agropecuária no bioma Caatinga. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 46, n. 3, p. 155-170, 2015.
- CAMPOS, K. C.; SILVA, F. D. V. da; CAMPOS, R. T. Perfil técnico e econômico da fruticultura irrigada na microrregião do Cariri, Ceará. **Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos**, Curitiba, v.10, p.21-43, 2016.
- CUNHA, N. R. S.; LIMA, J. E.; GOMES, M. F. M.; BRAGA, M. J. A intensidade da exploração agropecuária como indicador da degradação ambiental na região dos Cerrados, Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v. 46, n. 2, p. 291-323, 2008.
- DALCHIAVON, F. C.; CARVALHO, M. P. Correlação linear e espacial dos componentes de produção e produtividade da soja. **Ciências Agrárias (Online)**, Londrina, v. 33, p. 541-552, abr. 2012.
- DUTRE E SILVA, S.; BOAVENTURA, K. J.; JÚNIOR, E. D. P.; SILVA NETO, C. M. A última fronteira agrícola do Brasil: o Matopiba e os desafios de proteção ambiental no Cerrado. **Estudios Rurales**, Bernal, Provincia de Buenos Aires Argentina, v. 8, n. 15, 2018.
- FÁVERO, L. P.; BELFIORE, P. **Manual de análise de dados: estatística e modelagem multivariada com Excel, SPSS e Stata**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2017.
- FÁVERO, L. P.; BELFIORE, P.; SILVA, F. D.; CHAN, B. L. **Análise de dados: modelagem multivariada para tomada de decisões**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2009.
- FERREIRA, M. E.; MIZIARA, F.; JÚNIOR, L. G. F.; RIBEIRO, F. L.; FERREIRA, N. C. Ativos ambientais do bioma cerrado: uma análise da cobertura vegetal nativa e sua relação com o preço da terra no estado Goiás. **Revista Brasileira de Cartografia**, Uberlândia, v. 1, n. 61, p. 37-50, 2009.
- HAIR, J. F JR.; BLACK, W. C.; BABIN, B. J.; ANDERSON, R. E; TATHAM, R. L. **Análise multivariada de dados**. 6. ed. Porto Alegre: Bookman, 2009.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Malha Municipal**. 2020. Disponível em <https://x.gd/1zo3C>. Acesso em: 28 maio 2021.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. (IBGE). **Produção Agrícola Municipal**. 2019. Disponível em <https://x.gd/9vfbc>. Acesso em: 28 maio 2021.

JHA, R.; MURTHY, K. V. A Critique of the Environmental Sustainability Index. **Australian National University Division of Economics Working Paper**, 2003. Disponível em: <https://x.gd/cykYO>. Acesso em: 19 maio 2021.

LEMOS, J. J. S. Níveis de degradação no Nordeste brasileiro. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 32, n. 3, p. 406-429, 2001.

LOESCH, C.; HOELTGEBAUM, M. **Métodos estatísticos multivariados**. São Paulo: Editora Saraiva, 2012.

MATOS, D. A. S.; RODRIGUES, E. C. **Análise fatorial**. Brasília: Enap, 2019. Disponível em: <https://x.gd/hv1FB>. Acesso em: 15 maio 2021.

MATOS, D. A. S.; RODRIGUES, E. R. **Análise fatorial**. Brasília: Enap, 2019. Disponível em: <https://x.gd/au19N>. Acesso em: 19 maio 2021.

MINGOTI, S. A. **Análise de dados através de métodos de Estatística Multivariada – Uma abordagem aplicada**. Belo Horizonte: Editora UFMG, 2005.

MOURA, J. E. A.; SOUSA, E. P. Análise multidimensional do desenvolvimento rural nos municípios cearenses e pernambucanos. **Geosul**, Santa Catarina, v. 35, n. 76, p. 706-730, 2020.

PAIS, P. S. M.; SILVA, F. F.; FERREIRA, D. M. Degradação ambiental no estado da Bahia: uma aplicação da análise multivariada. **Revista Geonordeste**, Natal, v.23, n.1, p.1-21, 2012.

PEREIRA, J. S.; PEREIRA, M. W. G.; SPROESSER, R. L. Prática agropecuária e degradação ambiental nos municípios do estado de Mato Grosso do Sul. **Organizações Rurais & Agroindustriais**, Lavras, MG, v. 21, n. 1-3, p. 1-19, 2019.

PEREIRA, L. I. MATOPIBA: dos ajustes espaciais do agronegócio ao território de esperança do campesinato. **Revista NERA**, Presidente Prudente, SP, v. 22, n. 47, p. 09-21, 2019.

PETT, M. A.; LACKEY, N. R.; SULLIVAN, J. J. **Making sense of factor analysis: the use of factor analysis for instrument development in health care research**. sage, 2003. <http://dx.doi.org/10.4135/9781412984898>.

PINTO, N. G. M.; CONTE, B. P.; CORONEL, D. A. A degradação ambiental agropecuária de Santa Catarina. **Revista ESPACIOS**, La Tahona, Caracas, v. 36, n. 24, 2015.

PINTO, N. G. M.; CORONEL, D. A. Degradação ambiental nos municípios do Rio Grande do Sul e relação com os fatores de desenvolvimento rural. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v. 53, n. 2, p. 271-288, 2015.

PINTO, N. G. M.; LOPES, M. M.; CORONEL, D. A. Análise da degradação ambiental nos municípios e Mesorregiões do estado do Paraná. **Revista Paranaense de Desenvolvimento**, Curitiba, v. 35, n. 126, p. 191-206, 2014.

QUEIROZ, F. A. Impactos da sojicultura de exportação sobre a biodiversidade do Cerrado. **Sociedade & Natureza**, Uberlândia, v. 21, n. 2, p. 193-209, 2009.

STRASSBURG, B. B. N.; BROOKS, T.; FELTRAN-BARBIERI, R.; IRIBARREM, A.; CROUZEILLES, R.; LOYOLA, R.; LATAWIEC, A. A.; FILHO, F. J. B.; SCARAMUZZA, C. A. M.; SCARANO, F. R.; SOARES-FILHO, B; BALMFORD, A. Moment of truth for the Cerrado hotspot. **Nature Ecology & Evolution**, London, v. 1, n. 4, p. 1-3, 2017.



ÍNDICE DE DEGRADAÇÃO AMBIENTAL AGROPECUÁRIA DO ESTADO DO RIO GRANDE DO NORTE

Antonia Gislayne Moreira Alves

Mestre pelo Programa de Pós-Graduação em Economia Rural (PPGER) da Universidade Federal do Ceará.

Lattes: <http://lattes.cnpq.br/6206120391191140>

ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-7752-2542>.

Kilmer Coelho Campos

Professor Associado IV do Departamento de Economia Agrícola e do Programa de Pós-Graduação em Economia Rural (PPGER) da Universidade Federal do Ceará e Doutor em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Viçosa.

Lattes: <http://lattes.cnpq.br/6206120391191140>

ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-7752-2542>

Gércia Cunha De Lima

Mestre pelo Programa de Pós-Graduação em Economia Rural (PPGER) da Universidade Federal do Ceará.

Lattes: <http://lattes.cnpq.br/0317034520753419>

ORCID: <http://orcid.org/0000-0002-4411-0805>

RESUMO

Palavras-chave:

Indicadores

Agropecuários

Análise Fatorial. Análise de *Clusters*.

O presente estudo objetiva calcular um Índice de Degradação Ambiental Agropecuária (IDAA) para os municípios do Estado do Rio Grande do Norte. Como método de análise foi aplicada a Análise Fatorial e de *Clusters* com a finalidade de encontrar os indicadores associados a intensidade da atividade agropecuária e agrupar os municípios similares segundo o IDAA. Os dados utilizados foram extraídos do Censo Agropecuário referente ao ano de 2017. Os resultados apontam que os indicadores agropecuários estão condicionados ao uso de defensivos agrícolas, tecnologias hídricas e mecânicas e também a intensidade de produção vegetal nos estabelecimentos. O Estado apresentou um IDAA médio equivalente a 25,59%, com índice mínimo encontrado de 7,13% e máximo de 63,61% para os municípios de Santa Cruz e São Miguel, respectivamente. Foram criados três *Clusters*, definidos como baixo, médio e alto nível de degradação, em que o primeiro *Clusters* apresentou 37% dos municípios em sua composição, o segundo por 32% e o terceiro formado por 21%, respectivamente. Conclui-se que é relevante o investimento por parte do setor público em medidas que impulsionem o aumento da produtividade aliada a conservação do meio ambiente.

INDEX OF AGRICULTURAL ENVIRONMENTAL DEGRADATION IN THE STATE OF RIO GRANDE DO NORTE

ABSTRACT

Keywords:

Agricultural

Indicators.

Analysis Factorial.

Cluster Analysis.

This study aims to calculate an Agricultural Environmental Degradation Index (AEDI) for the municipalities in the state of Rio Grande do Norte. Factor and cluster analysis was applied as the method of analysis in order to find the indicators associated with the intensity of agricultural activity and group similar municipalities according to the IDAA. The data used was taken from the Agricultural Census for 2017. The results show that agricultural indicators are conditioned by the use of pesticides, water and mechanical technologies and the intensity of plant production in establishments. The state had an average IDAA equivalent to 25.59%, with a minimum index of 7.13% and a maximum of 63.61% for the municipalities of Santa Cruz and São Miguel, respectively. Three clusters were created, defined as low, medium and high levels of degradation, with the first cluster comprising 37% of the municipalities, the second 32% and the third 21%, respectively. The conclusion is that it is important for the public sector to invest in measures that boost productivity and environmental conservation.

1 INTRODUÇÃO

A qualidade ambiental vem se tornando palco de grandes debates no século XXI, uma vez que o problema da degradação do meio ambiente destaca-se dentre os problemas sociais mais decorrentes em meio a evolução no uso de novas tecnologias e técnicas; ainda que estes tenham o intuito de contribuir positivamente na produção econômica e de bem-estar social. No Brasil, a exploração agropecuária é responsável por grandes problemas ambientais diante do conjunto de transformações decorrentes do exercício dessa atividade. Processos como a aplicação de agrotóxicos e fertilizantes, uso de irrigação e mecanização, contaminação de alimentos, água e solos, dentre outros, têm destaque na culpa dos eventuais problemas, como poluição dos recursos hídricos, do solo e do ar e também gerando riscos à saúde humana, dentre outros. Sendo assim, a produção agropecuária gera degradação à medida que sua intensidade aumenta (Pinto, 2013; Pinto ; Coronel, 2015; Campos, Ferreira, Coelho ; Lima, 2015).

A degradação, resultante da interferência humana, surge da alteração no equilíbrio natural em um ecossistema. Tal interferência torna-se contraditória, visto que, depende de forma direta e evidente dos recursos naturais. O resultado da atividade econômica exerce efeitos significantes para desgastes por fazer uso considerável da terra e dos recursos naturais, como é o caso das produções agropecuárias, que consiste num dos elos fundamentais do agronegócio e importante setor da economia brasileira, que vem crescendo nas últimas

décadas principalmente com a modernização da agricultura e pela intensidade do uso de insumos e máquinas. É neste meio que surge o atual paradigma acerca da produção com uso de recursos e práticas em detrimento da conservação ambiental (Costa Neto, Fernandes, Lemos & Chagas, 2008; Sambuichi, Oliveira, Silva ; Luedemann, 2012; Côrrea, 2019).

A importância do termo sustentabilidade foi compreendida após a observação dos efeitos danosos da intensificação de maquinário e produtos agroquímicos na atividade agrícola mundial sobre o meio ambiente. Assim, a agricultura como uma atividade sustentável só será possível quando os agentes econômicos entenderem que muito além do que uma atividade direcionada, no curto prazo, para rendimentos trata-se de uma atividade voltada para o meio ambiente e a vida humana. Nesse sentido, ações planejadas por órgãos competentes devem compreender um planejamento consistente considerando o longo prazo (Neto *et al.*, 2008).

Na década de 1980, surgiram ações propostas que consideravam a questão ambiental como método para auxiliar a criação de políticas públicas, visando o tratamento deste bem comum a partir da atuação dos governos. Um marco principal criados foi o estabelecimento da Política Nacional do Meio Ambiente (Brasil, 1981), que infundiu princípios, diretrizes e instrumentos ligados ao controle da degradação fortalecendo a participação social no cenário ambiental, dirigidos aos entes da Federação atuantes na política nacional ambiental no Brasil, bem como foi criado o Ministério Urbano e Meio Ambiente responsável por definir e coordenar ações governamentais na mesma área, entre outras (Moura, 2016; Moura ; Bezerra, 2016).

Diante da realidade apresentada, as pesquisas científicas corroboram com a explanação no meio acadêmico sobre as práticas que põe em risco o uso sustentável dos recursos naturais. A mensuração de índices contribui para quantificar a degradação ambiental cuja finalidade consiste, além de descrever tal realidade, ser ferramenta para tomada de decisão (Braga *et al.*, 2004 como citado em Pinto; Coronel, 2015). Verificada a escassez de trabalhos no Estado do Rio Grande do Norte, este trabalho visa colaborar com o avanço dos estudos na área.

Portanto, a fim de verificar o atual estágio de degradação ambiental nos municípios do Rio Grande do Norte este estudo utilizou como *proxy* a construção de um Índice de Degradação Ambiental Agropecuária (IDAA). Para atingir o objetivo proposto utilizou-se dados do Censo Agropecuário disponibilizado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), referente ao ano de 2017, e adotou-se a técnica de Análise Fatorial,

visando simplificar os indicadores selecionados em um número de fatores capazes de explicar a variabilidade das variáveis originais e de Análise de *Clusters*, agrupando os municípios com características similares conforme o grau de degradação.

Esse trabalho divide-se em cinco seções, iniciando-se com esta introdução. Na segunda seção, fez-se uma revisão de literatura do tema com relatos de experiências empíricas na área. Na terceira, são detalhados os procedimentos metodológicos adotados. Na quarta, são expostos os resultados encontrados nesta pesquisa. Por fim, as considerações finais acerca do que foi estudado e referências bibliográficas utilizadas.

2 EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS SOBRE DEGRADAÇÃO AMBIENTAL

No que se refere a temática ambiental, a busca de uma boa governança é um desafio. A relação entre degradação ambiental e atividade agropecuária vem se tornando alvo crescente das pesquisas científicas sobre diversos locais de estudo. Nesse sentido, a literatura demonstra evidências empíricas que analisam e quantificam o comportamento dessa relação por meio da criação de um índice capaz de mensurar a degradação ambiental.

Lemos (2001) foi o primeiro a criar o Índice de Degradação (ID) como uma extensão do índice de desertificação criado por ele mesmo, utilizando dados do Censo Agropecuário, referentes aos anos de 1995/1996 e mapeando todos os estados da região Nordeste, considerou indicadores econômicos, biológicos e demográficos aplicando a técnica análise fatorial. Em seguida, construiu um Índice Parcial de Degradação Ambiental (IPDAA) e posteriormente, o Índice de Degradação Ambiental (IDA). Os resultados evidenciaram que mais de 50% dos municípios estudados apresentaram degradação ambiental superior a 80%, com a Bahia sendo o estado que apresentou maior índice de degradação e Pernambuco o menor.

Posteriormente, a contribuição de Lemos (2001) para a literatura serviu como base para realização de diversos trabalhos. Em um estudo realizado em Minas Gerais, Fernandes, Cunha e Silva (2005) utilizaram a técnica de análise fatorial e buscaram identificar o nível de degradação do estado agrupando os municípios em *clusters*, isto é, conforme o maior grau de similaridade entre eles. Os resultados encontrados evidenciaram que o Índice médio de degradação foi de 86%, porém, verificou-se que mais de 40% dos municípios mostraram um índice igual a 1. O *cluster* 1 apresentou nível médio elevado, ao contrário do *cluster* 5, com situação relativa, concluindo assim, que o estado possui um número elevado de municípios com alto nível de degradação.

O relatório divulgado pelo Governo do Estado do Acre em 2000 relatou que uma parcela da região sudeste do estado estava em processo de ocupação, iniciados com desflorestamento e atividades agropecuárias. Detectado desmatamentos e queimas de vegetação crescente, Silva e Ribeiro (2004) decidiram realizar um estudo para avaliar tal estágio de degradação ambiental. Como resultado, o índice médio encontrado corresponde a 30,74%. Dois municípios apresentaram índice igual a zero, e o terceiro foi de 1,8%. Ao final, considerou-se que, embora algumas regiões tenham apresentado situação de preservação, outra parte mostrou-se com índices extremamente elevados.

Pinto e Coronel (2015) tinham como objetivo analisar a maneira que o desenvolvimento rural impactava sobre o padrão de degradação ambiental agropecuária nos municípios do Rio Grande do Sul. A utilização de um modelo de regressão com dados em painel pelo método de efeitos fixos permitiu analisar os efeitos dos determinantes do desenvolvimento sobre o índice de degradação. Os resultados obtidos demonstraram que o índice foi elevado, sendo que a mesorregião central deteve as maiores medias. Os autores concluíram que há divergentes efeitos entre os aspectos selecionados, pois os coeficientes da relação entre o índice e os determinantes mostraram-se todos positivos para os fatores relacionados a moradia, educação, corretivos da produção e energia rural. Já os fatores que apresentaram coeficientes negativos foram relativos a estrutura, desempenho e área de produção agropecuária, econômica e financeira.

Compreendendo que a degradação ambiental não é um problema que afeta apenas o Brasil, Pinto, Rossato e Coronel (2019) realizaram um estudo sobre a América Latina. Com a mensuração da degradação por meio do índice foi possível verificar que seu valor médio foi de 8,25%, e os países que apresentaram menor índice foram Nicarágua, Chile e El Salvador. Já os que se destacaram por terem os maiores níveis de degradação foram Brasil, Argentina e México. O que diferenciou o primeiro grupo do segundo foi a intensidade da atividade agropecuária existente, os que tiveram os menores índices se diferenciaram pela baixa representatividade do setor agropecuário.

Moura e Bezerra (2016) afirmam que o Brasil não é um caso particular de degradação ambiental, com perda da biodiversidade, queima de florestas, deterioração do solo, da água, etc e que o bom desempenho de ações voltados para esses problemas exigem não somente a participação do Estado, mas de toda comunidade. O caminho para o planejamento sustentável requer articulação de políticas públicas que seja considerado fatores como

licenciamento ambiental e fiscalização que vão além de medidas e normas de caráter corretivo e punitivo.

3 METODOLOGIA

Com a finalidade de mensurar o atual nível de degradação ambiental nos municípios do Estado do Rio Grande do Norte, este estudo partiu da utilização de indicadores agropecuários que condicionam esta ocorrência por meio de um índice. A técnica adotada neste trabalho é fundamentada por estudos realizados na área, principalmente Lemos (2001), Pinto e Coronel (2014) e Pinto e Coronel (2015). A construção do Índice de Degradação Ambiental Agropecuária (IDAA) se deu em duas partes. Inicialmente, foi aplicada a análise fatorial via componentes principais. Feito isto, foram utilizados os escores fatoriais obtidos desta técnica para criação do Índice Parcial de Degradação Ambiental Agropecuária (IPDAA). Além disso, estimou-se uma regressão múltipla em que o IPDAA é a variável dependente e os escores, as independentes. Por fim, com base nos pesos dos escores fatoriais criou-se o IDAA que foram associados, criando *Clusters*, de acordo a similaridades apresentada entre os municípios.

3.1 Análise Fatorial

O objetivo principal da análise fatorial é simplificar um número grande de variáveis em um pequeno número de fatores. Por meio da análise de componentes principais, a redução dos dados ao conjunto de fatores mínimos necessários capazes de explicar a variância máxima apresentada pelas variáveis originais, de modo que o primeiro fator (formado pelas variáveis que mais estão correlacionadas) explicam em maior quantidade a variância da amostra, em seguida o segundo fator e assim sucessivamente (Fávero, Belfiore, Silva ; Chan, 2009).

A equação 1, Mingoti (2005 como citado em Pinto; Coronel, 2015), expressa da seguinte forma o modelo de análise fatorial em forma matricial:

$$X_i = a_{ij} F_j + \varepsilon_i \quad (1).$$

Sendo que $X_i = (X_1, X_2, \dots, X_p)^t$ representa um vetor transposto das variáveis aleatórias observáveis; a_{ij} consiste numa matriz (pxm) de coeficientes fixos que demonstram

a relação linear de X_i e F_j (cargas fatoriais); $F_j = (F_1, F_2, \dots, F_p)^t$ é um vetor transposto ($m < p$) de variáveis que descrevem os elementos não observáveis da amostra e $\epsilon_i = (\epsilon_1, \epsilon_2, \dots, \epsilon_p)^t$ é um vetor transposto dos erros aleatórios e a variação de X_i não explicada pelos fatores comuns, F_j .

A diferença de valor apresentado pelas variáveis torna necessário que estas passem por um processo de padronização, reduzindo as diferenças escalares entre elas. Esse processo pode ser observado da seguinte forma:

$$Z = \frac{(X_i - \bar{X})}{S}, \quad i=1, 2, \dots, n \quad (2).$$

Na equação acima, Z , corresponde à variável padronizada; X_i , a variável a ser padronizada; \bar{X} , a médias de todas as observações e S , o desvio padrão da amostra. Feita a padronização, a variável X_i podem ser substituída pelo vetor de variáveis padronizadas, Z_i . Reescrevendo a equação 1, tem-se:

$$Z_i = a_{ij} F_j + \epsilon_i \quad (3).$$

Neste estudo, o critério utilizado para extração do número de fatores foi o de raiz latente (critério de Kaiser), isto é, com base nos *eigenvalues* (autovalores) que apresentam valores maior que um. Os *eigenvalues* apresentam a variância que cada fator explica. Com o objetivo de simplificar a interpretação dos fatores gerados, aplicou-se o método de rotação ortogonal Varimax. Este método minimiza o número de variáveis que possuem cargas fatoriais elevadas em um fator, além de ser o método mais utilizado (Fávero *et al.*, 2009). Por sua vez, as cargas fatoriais apresentam a correlação entre os fatores e as variáveis originais, consistindo no ponto chave para o entendimento. Dado os fatores, a identificação da variável que pertence a cada fator é aquela que apresenta maior carga fatorial. Já comunalidades, permite a análise da parcelada variância total que cada variável original apresenta em relação a todas as outras consideradas e são encontradas pelo somatório de todas as cargas fatoriais elevado ao quadrado. Comunalidades menores que 0,5 podem ser interpretadas como baixo nível de explicação (Hair, Black, Babin, Anderson; Tatham, 2009).

A verificação da adequabilidade da amostra se deu com base no teste de esfericidade de Bartlett, teste Kaiser – Meyer – Olkim (KMO) e a Medida de Adequação da Amostra ou *Measure of Sampling Adequacy* (MSA). O primeiro, examina a hipótese nula de que a matriz de

correlação é igual a matriz identidade, ou seja, se as variáveis originais não apresentam correlações significativas. Para que seja adequado o uso da técnica esta hipótese deve ser rejeitada e deve apresentar nível de significância de até 5%. Já o segundo, o KMO, analisa a correlação parcial entre as variáveis, com valores situados no intervalo entre 0 e 1.

De modo que quanto mais próximo de zero, maior o indicio de que a técnica não se ajusta bem aos dados, porém um valor menor que 0,5 é considerado inaceitável. Por último, o MSA é utilizado para cada variável e fornece uma matriz Anti-imagem de correlações em que o valor da diagonal principal indica se a análise fatorial deve ser prosseguida. Se uma variável apresentar valor inferior a 0,5 significa que esta pode não se ajustar bem estrutura definidas pelas demais variáveis (Fávero *et al.*, 2009).

Feito isto, os escores fatoriais são estimados. Os escores fatoriais consistem numa medida criada para cada variável pertencente aos fatores obtidos na análise fatorial (Hair *et al.*, 2009). Após realização da análise fatorial, com base nos escores fatoriais é construído o Índice Parcial de Degradação Ambiental Agropecuária (IPDAA), detalhado a seguir.

3.1.1 Índice de Degradação Ambiental Agropecuária

Para obtenção do Índice de Degradação Ambiental Agropecuária (IDAA), é necessário construir duas etapas: Análise Fatorial e o IPDAA. Após aplicação da Análise fatorial pode-se construir o IPDAA. Esse procedimento, Segundo Lemos (2001), é definido:

$$IPDAA_i = (F_{i1}^2 + F_{i2}^2 + \dots + F_{im}^2)^{1/2} \quad (4).$$

Na qual $IPDAA_i$ é o Índice Parcial de Degradação Ambiental Agropecuária para o i -ésimo município do RN e F_{ij} consiste nos escores fatoriais estimados, a partir da análise fatorial via componentes principais.

Espera-se que os escores fatoriais de cada município possuam distribuição simétrica em torno da media zero. Sendo assim, metade dos escores apresentarão valores positivos e a outra parte negativa. Afim de que os municípios que possuem altos scores fatoriais negativos não tenham a magnitude de seus índices elevados, uma vez que no cálculo do índice os scores são elevados ao quadrado, é necessário aplicar uma transformação destes trazendo todos para o primeiro quadrante, isto é, tornando-os em valores positivos. A transformação deve ser aplicada antes de estimar o IPDAA, a partir do procedimento matemático:

$$F_{ij} = \frac{(F - F_{\min})}{(F_{\max} - F_{\min})} \quad (5).$$

Em que F_{ij} , são os escores fatoriais para do i -ésimo município; F_{\min} e F_{\max} são, respectivamente, os valores mínimos e máximos observados dos escores fatoriais para os municípios, conforme estimados pela análise fatorial via componentes principais.

Feita essa transformação os escores fatoriais estarão dentro do intervalo entre 0 e 1. Lemos (2001), ressalva ainda que desta forma o resultado encontrado deve ser utilizado apenas para analisar o nível de degradação ambiental agropecuária dos municípios do RN em formato de ranking. Para se estimar o percentual de degradação, utiliza-se o IDAA:

$$IDAA_i = \sum_{j=1}^n P_j X_i \quad (6).$$

No qual $IDAA_i$ é o Índice de Degradação Ambiental Agropecuária para o i -ésimo município; P_j , são os pesos dos j -ésimos escores fatoriais estimados através de regressão múltipla, sendo o IPDAA a variável dependente e as variáveis explicativas os escores fatoriais usados na criação do IPDAA.

3.2 Análise de Clusters

Visando agrupar os municípios de acordo com suas características semelhantes quanto ao IDAA, utilizou-se a análise de Cluster ou agrupamento. Segundo Fávero et al. (2009), essa técnica estatística de interdependência permite agrupar variáveis em grupos homogêneos a partir de características comuns. As medidas de distância consideram as dissimilaridades, de modo que quanto maior o valor menor é a similaridade entre os objetos. Nesse estudo, foi considerada a distância quadrática euclidiana. Conforme, Martins, Campos e Lima (2014), a distância é dada pelo somatório dos quadrados da diferença entre a observação k e a observação i num espaço n -multidimensional, expresso a seguir:

$$D_{k\ell}^2 = \sum (X_{ik} - X_{i\ell})^2 \quad (7).$$

Em que: D_{ki} é a medida da distância euclidiana do objeto k e i é o indexador das variáveis. O agrupamento utilizado para reunir as observações em subconjuntos foi o k - médias – método não hierárquico, que reúne as observações de acordo com a medida de semelhança definida. Fernau e Samson (1990 como citado em Fernandes et al., 2005), afirma que o número de grupos parte da decisão subjetiva, segundo o critério do pesquisador. Assim, optou-se pela definição de três grupos no intuito de mensurar os níveis de degradação em baixo, médio e alto.

3.3 Área de estudo e fonte de dados

Os dados utilizados foram extraídos do Censo Agropecuário, referente ao período de 2017. A área de estudo trata-se do Estado do Rio Grande do Norte que é formado por 167 municípios, no entanto, neste trabalho foram utilizados 109, correspondendo aproximadamente a 65% do total. A eliminação de alguns municípios se deu pela necessidade de excluir valores ausentes no banco de dados (missings).

Tabela 1 – Indicadores Agropecuários, 2017.

Variáveis	Descrição
x1	Área dos estabelecimentos agropecuários, com lavouras permanentes e temporárias (HE) / AA
x2	Área dos estabelecimentos agropecuários, com pastagens naturais e plantadas (HE) / AA
x3	Área dos estabelecimentos agropecuários, com matas naturais e plantadas (HE) / AA
x4	Número de estabelecimentos agropecuários que recebeu orientação técnica (NE) / AA
x5	Número de estabelecimentos agropecuários que não utilizaram sistema de preparo do solo (NE) / AA
x6	Área total irrigada dos estabelecimentos agropecuários (HE) / AA
x7	Valor das despesas realizadas pelos estabelecimentos agropecuários com adubos e corretivos (R\$) / AA
x8	Valor das despesas realizadas pelos estabelecimentos agropecuários com agrotóxicos (R\$) / AA
x9	Valor das despesas realizadas pelos estabelecimentos agropecuários com energia elétrica (R\$) / AA
x10	Valor das despesas realizadas pelos estabelecimentos agropecuários com combustíveis e lubrificantes (R\$) / AA
x11	Valor da produção vegetal dos estabelecimentos agropecuários (R\$) / AA
x12	Número total de tratores e máquinas (plantadeiras e colheitadeiras) existentes nos estabelecimentos agropecuários (NE) / AA

Fonte: Elaborado pelos autores.

As variáveis utilizadas como indicadores agropecuários (Tabela 1) foram consideradas em diversos aspectos: uso da terra, assistência técnica, meio ambiente, uso de tecnologias (defensivos agrícolas, hídrica, elétrica e mecânica) e a produtividade vegetal. Para tanto, estão descritas em relação área dos estabelecimentos em hectares (HE), pelo número

total de estabelecimentos (NE) e pelo montante de despesas em mil reais (R\$) visando analisar o custo efetivo, pois quanto mais elevado este for se pode presumir que maior é a intensidade das tecnologias usadas.

Procurando minimizar as desconformidades no tamanho dos estabelecimentos agropecuários, todas as variáveis são em razão da área aproveitável (AA). Conforme Hoffmann (1992 como citado em Cunha, Lima, Gomes; Braga, 2008), a área aproveitável consiste no somatório das áreas com lavouras permanentes e temporárias, com pastagens naturais e plantadas, com matas naturais e plantadas, bem como as áreas em pousio e em descanso de solos.

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

No intuito de analisar o atual nível de degradação ambiental no Estado do Rio Grande do Norte, será apresentado e discutido os resultados da pesquisa. Optou-se, inicialmente, por expor os fatores associados a degradação ambiental agropecuária e posteriormente, por explanar o índice de degradação para os municípios potiguares bem como analisar o agrupamento entre eles a partir do grau de similaridade, conforme descrito a seguir.

4.1 Identificação de fatores relacionados a degradação ambiental agropecuária

Para verificar a adequabilidade da técnica de análise fatorial foram aplicados três testes. O de esfericidade de Bartlett, apresentou-se significativo a 1%, indicando que a matriz de correlação não se trata de uma matriz identidade, demonstrando, portanto, que os dados são apropriados à aplicação da técnica (Hair et al., 2009). No KMO, o valor encontrado foi de 0,7952, corroborando com o resultado do primeiro teste. Por último, o MSA apresentou para todas as variáveis valor igual a 1 indicando que estas encontram-se bem estruturadas (Fávero et al., 2009).

Com a aplicação da análise fatorial via componentes principais e uso do método de rotação ortogonal Varimax, verificou-se que as 12 variáveis formaram três fatores de degradação ambiental agropecuária, com autovalores superiores a 1. Os fatores explicam 74,92% da variabilidade dos dados, sendo que no campo das ciências sociais 60% é considerado um percentual satisfatório (Hair et al., 2009 apud Pinto; Coronel, 2015). A

proporção de explicação dos fatores correspondeu a 49,42%, 13,4% e 12,03%, respectivamente.

Tabela 2 – Cargas fatoriais e comunalidades dos indicadores agropecuários nos municípios do Rio Grande do Norte, 2017.

Variáveis	Cargas Fatoriais			Comunalidades
	Fator 1	Fator 2	Fator 3	
x1	0.4429	0.7081	-0.0709	0.7026
x2	-0.343	-0.1733	-0.7738	0.7464
x3	-0.1305	-0.1547	0.872	0.8013
x4	-0.0726	0.7447	-0.1272	0.5760
x5	-0.0754	0.6624	0.1976	0.4835
x6	0.8403	0.1124	0.0563	0.7219
x7	0.9255	-0.0477	-0.0273	0.8596
x8	0.932	0.0089	0.0513	0.8713
x9	0.9023	0.2093	0.0632	0.8619
x10	0.9188	0.015	0.0455	0.8465
x11	0.9377	0.068	0.0746	0.8895
x12	0.7871	0.0609	-0.0786	0.6294

Fonte: Elaborado pelos autores. Resultados da pesquisa (2017).

Na Tabela 2, pode-se analisar as cargas fatoriais das variáveis relacionadas a cada fator, bem como as comunalidades. A variável que mais contribui para a formação de cada um dos fatores possui carga fatorial superior a 0,6 (em módulo), conforme evidenciado em negrito. Já as comunalidades, ou seja, o poder de explicação dos fatores quanto as variáveis, apresentam valores aproximados e superiores a 0,5, significando que a variância das variáveis é captada pelos fatores, e são considerando-os satisfatórios, conforme Pinto e Coronel (2015).

Verifica-se que o Fator 1 é composto pelas variáveis x6, x7, x8, x9, x10, x11 e x12, de modo que todas estas apresentam cargas fatoriais positivas e acima de 0,7 evidenciando a forte correlação existente entre o fator e as variáveis. A natureza de cada componente deste fator está relacionada aos aspectos de tecnologia hídrica (x6), defensivos agrícolas (x6, x7 e x8), produtividade vegetal (x11) e tecnologias mecânicas (x12).

Em relação ao Fator 2, constatou-se que este engloba três variáveis, x1, x4 e x5. Este fator demonstra características ligadas ao uso da terra correspondente as áreas das lavouras naturais e plantadas (x1), ao uso de assistência técnica (x4) e as práticas de conservação do solo (x4). Observa-se que as cargas fatoriais de cada indicador são positivas. Por fim, analisando o último fator constata-se que compreende dois indicadores, x2 e x3. A associação negativa de x2 indica que este se relaciona negativamente com os outros dois

fatores. Pelas características das variáveis, este fator está relacionado a questões de uso das áreas de pastagens (x2) e matas (x3).

4.2 Índice de degradação ambiental agropecuária do Rio Grande do Norte

Aplicada a análise fatorial, foi construído o IPDAA. Com o cálculo do índice parcial, aplicou-se a regressão múltipla e foi atribuído os pesos de 0,3020, 0,3609 e 0,4562 aos escores fatoriais, respectivamente. Com base nos pesos foi construído o IDAA e verificado o nível de degradação ambiental na região estudada, vale salientar que quanto mais próximo de 1 este for, maior o nível de degradação do município.

O valor médio de degradação verificado para o Estado foi de 25,59%, que indica baixa representatividade, demonstrando que pouco mais de um quarto da amostra possui problemas relacionados a degradação, embora o setor agropecuário tenha apresentado uma variação positiva de 6,5% no período estudado. Mesmo com avanços é considerado baixo o uso de inovações tecnológicas no estado, principalmente quando comparado a nível nacional (Locatel, 2018). O índice máximo encontrado foi de 63,61% para São Miguel, e mínimo de 7,13% para o município de Santa Cruz (APÊNDICE A).

4.3 Agrupamentos dos municípios quanto a degradação ambiental

Encontrada a proporção de degradação, classificou-se os municípios potiguares mediante as características comuns com aplicação da análise de Clusters, pelo método de k – médias (não hierárquico). Por meio da Tabela 3, observa-se os três grupos criados, classificados em baixo, médio e alto nível de degradação - em ordem crescentes, bem como o número de municípios que o compõe.

Tabela 3 - Índice médio, número de municípios segundo Clusters de degradação ambiental no Rio Grande do Norte, 2017.

Classes	IDAA	Índice Médio	Nº de municípios
1	0,00 — 0,20	0,1468882	41
2	0,20 — 0,34	0,2640453	35
3	0,34 — 1,00	0,4342475	23

Fonte: Elaborado pelos autores. Resultados da pesquisa (2017).

O Cluster 1, apresenta baixa propensão a degradação ambiental (0,00 | - 0,20), com 37% dos municípios em sua composição. Observa-se que mesmo com a maior parte dos municípios, apresentou o menor índice médio, igual a 0,1468882, entre os três grupos. As principais características comuns estão relacionadas aos indicadores de área irrigada (x6) e número de mecanização total (x12), os dois apresentaram relação negativa. Já o Cluster 2, formado por 32% dos municípios, foi classificado com propensão média a degradação (0,20 | - 0,34), para tanto, nenhum dos indicadores estudados tiveram influência predominante sobre este grupo. Os municípios que foram classificados com maior representatividade foram Nísia Floresta, São José do Mipibu e Apodi, com 0,33%, 0,33% e 0,32%, na devida ordem.

Já o Cluster 3, possui 21% dos municípios que apresentaram os maiores níveis de degradação ambiental do estado (0,34 | - 1,00). São Miguel foi o município que mostrou maior proporção de degradação, correspondendo a 63%, seguido por Venha-Ver, com 57% e Doutor Severiano, com 51%. Para isso, os indicadores que tiveram relação positiva foram: área das lavouras (x1) e matas (x3), despesas com adubos e corretivos de solo (x7), agrotóxicos (x8), energia (x9), combustível e lubrificantes (x10), produtividade vegetal (x11), orientação técnica (x4) e práticas de conservação do solo (x5). O único fator que apresentou relação negativa foi área das pastagens (x2).

Portanto, observa-se que apesar do nível de degradação dos Clusters 1 e 2 apresentarem comportamentos positivos, demonstrando baixo e médio desgaste dos indicadores relatados, constata-se que há uma diferença significativa para o Cluster 3, que possui relação direta conforme indicadores apontados pela literatura. Sendo assim, ressalta-se que mesmo o estado apresentando progresso tecnológico, maquinário e de outros intensivos a um ritmo lento a atividade agropecuária não deve ser impulsionada em detrimento do meio ambiente, cabendo aos agentes econômicos tomarem par da relevância da preservação e contribuírem para tal.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Partindo do pressuposto que a degradação ambiental é uma preocupação mundial e, juntamente com a escassez de trabalhos sobre este fenômeno no Estado do Rio Grande do Norte, esta pesquisa teve como objetivo verificar o atual nível de degradação nos municípios do potiguares a partir da construção de um índice, considerando um conjunto de indicadores com base na atividade agropecuária.

A partir do IDAA os municípios foram agrupados de acordo com as características semelhantes, formando três Clusters, classificados como de baixa, média e alta propensão a degradação. Os resultados evidenciaram que os dois primeiros grupos foram enquadrados como baixo e médio nível, enquanto o último, apresentou elevado índice, dentre suas principais causas destacaram-se despesas com defensivos agrícolas, combustíveis, lubrificantes, energia e as práticas que conservam o solo bem como a intensidade da produção vegetal. Assim, investigar as causas provenientes da agropecuária contribui para melhor compreensão e serve como base para o desenvolvimento de ações que reduzam a degradação.

Tais resultados contribuem para elevar a importância da política governamental em estimular a produtividade agrícola unida a criação de medidas que incidem sobre a questão ambiental associada a ampliação de informação para os agricultores. Assim, políticas públicas que visem o desenvolvimento sustentável em todas as suas dimensões, social, ambiental e econômica, são bases importantes para garantir qualidade de vida para gerações presentes e futuras. Ademais, medidas como esta consiste em fonte de conhecimento sobre a realidade local e podem contribuir positivamente na decisão de empresas privadas antes mesmo de sua instalação e conseqüentemente, em seu modo de funcionamento, sendo então pertinente a estratégia dos órgãos públicos abrangendo também sobre a ação privada.

Portanto, este trabalho limitou-se a base de dados mais recente disponibilizada pelo IBGE através do Censo Agropecuário e a um curto período de tempo, impossibilitando que sejam feitas inferências sobre a questão levantada a partir de outras possíveis fonte de dados e também análise dos últimos anos. Além disso, o estudo apresenta limitação à amostra, tratando apenas do Estado do Rio Grande do Norte, localizado na região Nordeste. Assim, sugere-se que futuras pesquisas abordem o nível de degradação em outros Estados e/ou regiões brasileiras, bem como possa ser aplicado em maior período de tempo. Por fim, é válido verificar a influência de outras variáveis agropecuárias e de atividades urbanas, uma vez que podem incidir também sobre este fenômeno.

REFERÊNCIAS

BINI, D. A.; MIRANDA, S. H. G. de. ; VIAN, C. E. de F. ; PINTO, L. F. G. A dimensão econômica da sustentabilidade na agropecuária brasileira. **Revista de Política Agrícola**, São Paulo, v. 27, n. 2, p. 95-105., 2018.

BRASIL. Lei n.º 6.938, de 31 de agosto de 1981. Dispõe sobre a Política Nacional do Meio Ambiente, seus fins e mecanismos de formulação e aplicação, e dá outras providências. **Diário Oficial da União**. Brasília: Congresso Nacional, 1981.

BRASIL. Resolução n.º 001, de 23 de janeiro de 1986. Dispõe sobre critérios básicos e diretrizes gerais para a avaliação de impacto ambiental. **Diário Oficial da União**. Brasília, DF: CONAMA, 1986.

CAMPOS, S. A. C.; FERREIRA, M. D. P. ; COELHO, A. B. ; LIMA, J. E. de. (2015). Degradação ambiental agropecuária no bioma caatinga. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 46, n. 3, p. 155-170, 2015.

CORREA, R. G. de F. **Gestão integrada de riscos no agronegócio: um modelo para sistemas integrados de produção agropecuária**. 2019. 132 f. Tese (Doutorado em Agronegócios) - Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2019. Disponível em: <https://www.lume.ufrgs.br/handle/10183/192790>. Acesso em: 3 out. 2024.

COSTA NETO, J. P.; FERNANDES, R. T. ; LEMOS, J. de J. S. ; CHAGAS, E. das. Degradação Ambiental e Condições Socioeconômicas do Município de Vitória do Mearim – Maranhão. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 39. n. 2, p. 306-327. 2008.

CUNHA, N. R. da S.; LIMA, J. E. de. ; GOMES, M. F. de M.; BRAGA, M. J. (2008). A intensidade da exploração agropecuária como indicador da degradação ambiental na região dos Cerrados, Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v. 46, n. 2, p. 291-323, 2008.

FÁVERO, L. P.; BELFIORE, P.; SILVA, F. L. da; CHAN, B. L. **Análise de dados: modelagem multivariada para tomada de decisões**. 10 ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2009.

FERNANDES, E. A.; CUNHA, N. R. da S. ; SILVA R. G. da. Degradação ambiental no Estado de Minas Gerais. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v. 43, n. 1, p. 178-198, 2005.

HAIR JR, J. F.; BLACK, W. C.; BABIN, B. J.; ANDERSON, R. E.; TATHAM, R. L. 6 ed. **Análise multivariada de dados**. Porto Alegre: Bookman, 2009.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. (IBGE) **Conheça cidades e estados do Brasil**. Disponível em: <https://cidades.ibge.gov.br/>. Acesso em: 17 dez. 2019

LEMOS, J. de J. S. Níveis de degradação no Nordeste brasileiro. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 32, n. 3, p. 406-429, 2001.

LOCATEL, C. D. Uso do território e agricultura no Rio Grande do Norte: materialidades e estruturas. **Confins – Revue franco-brésilienne de Géographie/Revista Franco-Brasileira de Geografia**. v. 34. 2018. Disponível em: <https://journals.openedition.org/confins/12942>.

MARTINS, E. de A.; CAMPOS, K. C.; LIMA, P. V. P. S. (2014). Índice de Modernização Agrícola no Estado do Piauí. *In*: ARAUJO, J. A.; REIS, J. N. P.; PAULO, E. M. ; MANAL, A. (Orgs.). **Desafios da sustentabilidade no semiárido nordestino**. Fortaleza: Editora RDS, p. 139-154.

MOURA, A. M. M de. Trajetória da Política Ambiental Federal no Brasil. *In*: MOURA, A. M. M. de (Orga). **Governança ambiental no Brasil: instituições, atores e políticas públicas**. Brasília: IPEA. p. 13-43. 2016.

MOURA, A. S. de.; BEZERRA, M. do C. Governança e sustentabilidade das políticas públicas no Brasil. *In*: MOURA,, A. M. M. de (Org). **Governança ambiental no Brasil: instituições, atores e políticas públicas**. Brasília: IPEA, 2016. p. 91-110.

PINTO, N. G. M.; CORONEL, D. A. A degradação ambiental no Brasil: uma análise das evidências empíricas. **Revista Acadêmica de Economia - Observatorio de la Economía Latinoamericana**, [S. l], v. 188, p. 1-11, 2013.

PINTO, N. G. M.; CORONEL, D. A. Degradação ambiental do Rio Grande do Sul: uma análise dos municípios e mesorregiões. **Revista Brasileira de Agroecologia**, Rio de Janeiro, v. 9, n. 1, p. 3-17, 2014.

PINTO, N. G. M.; CORONEL, D. A. Degradação ambiental nos Municípios do Rio Grande do Sul e relação com os fatores de desenvolvimento rural. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v. 53, n. 2, p. 271-288, 2015.

PINTO, N. G. M, ROSSATO, V. P.; CORONEL, D. A. Degradação ambiental agropecuária na América Latina: uma abordagem de índices nos países da região. **Desenvolvimento em Questão**, Ijuí, v. 17, n. 46, p. 218-235, 2019.

RODRIGUES, L. dos A.; CUNHA, D. A. da. ; BRITO, L. M. ; PIRES, M. V. Pobreza, crescimento econômico e degradação ambiental no meio urbano brasileiro. **Revista Iberoamericana de Economía Ecológica**, Rio de Janeiro, v. 26, n. 1, p. 11-24. 2016.

SAMBUICHI, R. H. R., OLIVEIRA, M. A. C. de, SILVA, A. P. M. da. ; LUEDEMANN, G. A **Sustentabilidade Ambiental da Agropecuária Brasileira: impactos, políticas públicas e desafios**. [Texto para discussão, Nº 1782]. Brasília, DF: IPEA, 2012.

SILVA, R. G. da. ; RIBEIRO, C. G. Análise da degradação ambiental na Amazônia Ocidental: um estudo de caso dos municípios do Acre. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v. 42, n. 1, p. 91-110. 2004.



RELAÇÃO ENTRE MODERNIZAÇÃO DA PRODUÇÃO AGROPECUÁRIA E PERFIL SOCIOECONÔMICO DO PRODUTOR RURAL NO ESTADO DO CEARÁ

Trícia Gardênia Guimarães da Luz

Mestre pelo Programa de Pós-Graduação em Economia Rural (PPGER) da Universidade Federal do Ceará.
Lattes: <http://lattes.cnpq.br/9002889186995994>

Kilmer Coelho Campos

Professor Associado IV do Departamento de Economia Agrícola e do Programa de Pós-Graduação em Economia Rural (PPGER) da Universidade Federal do Ceará e Doutor em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Viçosa.
Lattes: <http://lattes.cnpq.br/6206120391191140>
ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-7752-2542>

Francisco Laercio Pereira Braga

Professor do Curso de Administração de Empresas da Universidade Estadual do Ceará (UECE) e Doutor em Economia Rural pela Universidade Federal do Ceará.

Vitória Biana da Silva

Mestranda pelo Programa de Pós-Graduação em Economia Rural (PPGER) da Universidade Federal do Ceará (UFC).

RESUMO

Palavras-chave:

Indicadores

Agropecuários

Análise Fatorial. Análise de *Clusters*.

O artigo objetiva analisar a correlação entre a modernização da produção agrícola e o perfil do produtor rural no estado do Ceará para o período de 2017. Dessa forma, optou-se pela utilização do método de análise de correlação canônica por ser uma ferramenta capaz de mostrar relações lineares entre conjuntos de variáveis. Existem diferentes níveis tecnológicos entre municípios, pois em 65 municípios os produtores não utilizam nenhuma máquina para o plantio, colheita e adubação do estabelecimento. No que tange ao aspecto socioeconômico, pode-se destacar que o município de Aquiraz apresentou maior faturamento e número de produtores com ensino superior. O estudo evidenciou que existe dois grupos de produtores rurais, ou seja, um com altos indicadores socioeconômicos e tecnológicos e um outro com baixo perfil.

RELATIONSHIP BETWEEN MODERNIZATION OF AGRICULTURAL PRODUCTION AND SOCIOECONOMIC PROFILE OF RURAL PRODUCERS IN THE STATE OF CEARÁ

ABSTRACT

Keywords:

Socioeconomic and
technological profile
Canonical correlation
Ceará.

The article aims to analyze the correlation between the modernization of agricultural production and the profile of rural producers in the state of Ceará for the period of 2017. Thus, we chose to use the canonical correlation analysis method because it is a tool capable of showing linear relationships between sets of variables. There are different technological levels between municipalities, because in 65 municipalities producers do not use any machine for planting, harvesting and fertilizing the establishment. Regarding the socioeconomic aspect, it can be highlighted that the municipality of Aquiraz presented higher revenues and number of producers with higher education. The study showed that there are two groups of rural producers, that is, one with high socioeconomic and technological indicators and another with low profile.

1 INTRODUÇÃO

O processo de modernização agrícola brasileiro teve início na década de 1950 com a necessidade de importação de pacotes produtivos mais avançados a serem inseridos no setor. Na década posterior, esse processo de importação ganhou força e impulsionou a implantação de um setor industrial nacional que fosse dedicado à produção de insumos e equipamentos que fosse utilizado no setor agrícola nacional. Na década de 1970, observou-se o ápice da modernização quando se viu o Estado atuando em conjunto com a Revolução Verde (Teixeira, 2005; Rocha; Campos, 2021).

Contudo, esse processo apenas ficou restrito em algumas regiões que obtiveram maiores benefícios, sobretudo o Sudeste. Com isso, as atividades direcionadas ao mercado externo foram beneficiados e grandes produtores foram contemplados por essas transformações (Pires; Ramos, 2009). Ferreira, Ramos e Rosa (2006) contribuem para esse debate ao afirmarem que a modernização agrícola no estado Ceará se intensificou nos anos de 1970 com a construção de grandes perímetros irrigados públicos - associados principalmente aos projetos de assentamento - os quais elevaram a produção de alimentos e incentivos à agricultura familiar.

Diante deste contexto, surge o questionamento do presente trabalho: qual a relação existente entre modernização dos meios de produção agrícola com o perfil do produtor rural no estado do Ceará? Para responder esse questionamento, o artigo objetiva analisar a

correlação entre a modernização da produção agrícola e o perfil socioeconômico do produtor rural no estado do Ceará para o período de 2017. Dessa forma, opta-se pela utilização do método de análise de correlação canônica por ser uma ferramenta capaz de mostrar relações lineares entre conjuntos de variáveis (MINGOTI, 2007). Segundo Cruz, Regazzi e Carneiro (2012) e Fávero e Belfiore (2017), as correlações canônicas possibilitam, ainda, agrupar variáveis de interesse, permitindo a seleção indireta de aspectos e a maximização da correlação entre os conjuntos de variáveis selecionadas.

Destarte, o Ceará torna-se objeto deste trabalho por se tratar de um importante polo agrícola - principalmente em produção de frutas frescas como melão, banana e melancia – que possui proeminência exportadora, além de apresentar incipiência na produção de café e cacau (IPECE, 2023).

O presente trabalho está dividido em quatro sessões, além desta introdução. A segunda sessão aborda aspectos teóricos envolvendo a modernização e a correlação canônica. Na terceira sessão tem-se a apresentação do procedimento metodológico, desde a origem da base de dados e, conseqüentemente, sua organização. Na quarta sessão mostram-se os resultados encontrados e sua subsequente discussão, e, por fim, a quinta sessão mostra as considerações finais do presente trabalho.

2 REVISÃO DE LITERATURA

Nesta seção do trabalho é possível tecer argumentos importantes sobre a utilização da técnica de análise de correlação canônica com base em trabalhos que aplicam essa modelagem em estudos para implantar a modernização. Dessa maneira, tem-se elementos importantes da elaboração do arcabouço teórico do presente trabalho.

A Análise de Correlação Canônica (ACC) é um instrumento estatístico utilizado nas pesquisas para analisar a relação existente entre dois conjuntos de variáveis, de modo que os resultados obtidos não sejam altamente correlacionados (Hardoon; Szedmak; Shawe, 2004; Mingoti, 2007; Andrew *et al.*, 2013). A ACC, segundo Fávero e Belfiore (2017), tem como meta a identificação da estrutura ótima de cada vetor de variáveis que maximiza a relação entre as variáveis endógenas com as exógenas por meio do desenvolvimento de uma combinação linear, maximizando a correlação entre os dois conjuntos de variáveis. Diante das possibilidades de resultados obtidos, pesquisadores utilizam a ACC em diversas situações na literatura, principalmente quando tem-se o objetivo de estudar aspectos relacionados ao meio rural.

Hoffman (1992) calculou indicadores de modernização tendo como variáveis dependentes a área trabalhada, a área explorada (AE) e o número de equivalentes-homem (EH). Assim, valendo-se de 31 indicadores de modernização - por meio do Censo Agropecuário - e utilizando a correlação canônica, Hoffman verificou o impacto na produção agrícola de oito estados brasileiros para os anos de 1975 e 1980. Nesse trabalho, Hoffman (1992) verificou aumento da exploração da terra nas microrregiões de Campinas e Jundiaí, enquanto a microrregião Mato Grosso do Sul se caracterizou pelo crescimento da relação capital e trabalho.

Duas décadas após o estudo de Hoffman (1992), utilizando a mesma técnica, Heenkenda e Chandrakumara (2016) examinaram a relação entre as habilidades empreendedoras dos bananicultores e o desempenho do agricultor no Sri Lanka usando variáveis de habilidades empreendedoras e de desempenho, tais como lucratividade, desempenho financeiro, orientação de marketing e produtividade. Esse trabalho constatou que a ação coletiva, a cooperação, a inovação e a natureza visionária orientada para o lucro tiveram associação significativa com os fatores de desempenho do agricultor.

Qi (2018) usou a correlação canônica para estudar os impactos dos insumos agrícolas, da produção agrícola, do desenvolvimento social rural e desenvolvimento agrícola sustentável na urbanização para a região de Wuhan na China entre 1995 e 2012. Os resultados do estudo mostraram que os insumos agrícolas, o desenvolvimento social rural e o desenvolvimento agrícola sustentável desempenharam papel significativo na urbanização, enquanto a produção agrícola teve poucos impactos na urbanização.

Chen *et al.* (2018) apresenta uma pesquisa quantitativa sobre a correlação entre os padrões de vida dos residentes rurais e os níveis de serviço de gestão da comunidade rural com base nos dados de 16 municípios da província de Anhui em 2015. Os principais resultados de destaque do estudo evidenciaram que a quilometragem rodoviária por cada dez mil pessoas, a lucratividade da melhoria da água rural e a penetração do banheiro sanitário rural tiveram influência decisiva na melhoria dos padrões de vida nas áreas rurais de Anhui na China.

Smoluk-Sikorska, Malinowski e Łuczkavital (2020) usaram a correlação canônica com o Método de Ordem de Preferência por Similaridade com a Solução Ideal para verificar os principais fatores preponderantes para os indicadores de desenvolvimento e financeiros da agricultura orgânica na Polônia no ano de 2017. Dessa maneira, o trabalho apresentou que ambos os indicadores obtiveram variáveis canônicas significativas na ordem de 0,74 e

0,59, respectivamente, o que mostra que o fato de aplicarem uma agricultura orgânica possui correlação forte com os indicadores de desenvolvimento.

Rocha e Campos (2021) trabalharam os efeitos da política dual agrícola sobre o perfil modernizador do agricultor com base no Censo Agropecuário de 2017, o que resultou na indicação de mudança do perfil modernizador, pois evidenciaram o surgimento de uma classe intermediária de produtores, ou seja, um perfil que ainda não se modernizou, porém tem o mesmo acesso ao crédito que os demais produtores.

Acheampong *et al* (2021) examinaram os fatores que influenciam a adoção e a intensidade da adoção de práticas agrícolas pelos agricultores como, por exemplo, fertilizantes químicos, pesticidas, herbicidas e rotação de culturas de 291 famílias de pequenos produtores ganenses florestais. Assim, valendo-se da correlação canônica para testar o grau em que os fatores sociais, econômicos e institucionais se correlacionam com a adoção e a intensidade da adoção das práticas agrícolas, os resultados encontrados foram de que a idade do agricultor e a distância da fonte de insumos correlacionam-se negativamente com a adoção e intensidade da adoção de práticas agrícolas. Além desses resultados, quase dois terços dos adotantes e não adotantes não têm acesso a serviços de extensão agrícola e isso pode representar ameaça à sustentabilidade das reservas florestais dentro e ao redor das áreas as quais os agricultores cultivam.

Moura (2021), com uso da correlação canônica, visou identificar os determinantes da competitividade da agricultura familiar e patronal nos municípios do Nordeste brasileiro. Os resultados encontrados possibilitaram a verificação de que agricultura patronal teve desempenho superior a familiar, outrossim, percebeu-se que não existe associação expressiva entre os fatores determinantes do desempenho competitivo da agricultura familiar e os recursos financeiros advindos das políticas de desenvolvimento rural.

Alves (2022) utilizou, também, a correlação canônica para relacionar os indicadores de degradação ambiental agropecuária e desenvolvimento rural. Dessa maneira, Alves percebeu que a formação das variáveis canônicas de degradação ambiental foi influenciada pelo uso de mecanização, adubos e corretivos. Os indicadores de desenvolvimento rural, por sua vez, apresentaram maiores correlações quando relacionados ao acesso à diversificação e funcionalidades produtivas pela *internet*, à pressão demográfica pelo crescimento populacional e ao valor da produção por área.

Lima (2022), por conseguinte, utilizou-se da correlação canônica para verificar os efeitos do Programa Nacional de Apoio ao Médio Produtor Rural (Pronamp) na modernização da produção agrícola nordestina. Os resultados desse estudo mostraram que

apenas 28,83%, ou contêm propriedades agrícolas beneficiadas pelo Pronamp, sendo os recursos advindos do programa são destinados, em sua maioria, à compra de agrotóxicos e combustíveis e lubrificantes e que o processo de modernização agrícola, no Nordeste, ainda é lento, decorrente de problemas relacionados ao aproveitamento eficiente de tecnologias agrícolas como a utilização adequada de adubos e corretivos, combustíveis e lubrificantes.

Similarmente, Juvercina Sobrinho, Cardoso e Tavares (2022) aplicaram a análise de correlação canônica colocando preço e produtividade como variáveis dependentes e custos de produção do grão como variáveis independentes. Nesse caso, o estudo mostrou que houve elevada correlação entre as variáveis, apontando para carência de cobertura do preço pago ao produtor.

Oliveira *et al.* (2022) buscaram medir a correlação entre o conjunto de indicadores do valor adicionado agropecuário e do valor da produção de origem animal em regiões do estado de São Paulo. Após os procedimentos metodológicos, o trabalho indicou que a participação de produtos de origem animal se destacou de forma proeminente na análise, em especial os produtos relacionados a produção bovina, principalmente em áreas de pouca aptidão para produção agrícola.

Lis e Cai (2022) usaram a correlação canônica para calcular os efeitos da estrutura viária nas terras agrícolas nos meios rurais, urbanos e nos subúrbios da metrópole internacional da cidade de Xangai como objeto do trabalho. Os resultados mostraram heterogeneidade espacial no cultivo agrícola nos subúrbios de Xangai em 2015. Além disso, a pesquisa mostrou a não correlação positiva entre a densidade de estradas e o grau de terras cultivadas, pois, por não ter a maior densidade de estradas, a periferia rural apresentou maior nível de características de distribuição de terras cultivadas, trazendo a conclusão que as metas de uso sustentável da terra tem ajudado a aliviar o estresse da proteção de terras cultivadas.

Uma vez abordados os trabalhos anteriores, faz-se importante asseverar que o presente trabalho se ocupará em analisar a correlação dos efeitos modernizantes - por meio da correlação canônica - entre as variáveis relacionadas ao aspecto socioeconômico e as variáveis tecnológicas, estabelecendo o perfil do produtor rural no estado do Ceará, o que torna o trabalho uma importante adição para o tema.

3 METODOLOGIA

A base de dados foi retirada do sítio eletrônico do Instituto Brasileira de Geografia e Estatística (IBGE, 2023) referente a pesquisa do Censo Agropecuário realizado no ano de 2017 para os 184 municípios do estado do Ceará (Quadro 1).

Quadro 1 – Base de dados

Variável Socioeconômicas	Descrição	Unidade	Fonte	Estudo Fundamentado
Y ₁ -Valor da Produção	Valor da Produção dos estabelecimentos agropecuários, segundo os municípios	R\$	IBGE (2023)	Sobrinho, Cardoso e Tavares (2022), Oliveira et al (2022)
Y ₂ -Receita da Produção	Receita da Produção dos estabelecimentos agropecuários, segundo os municípios.	R\$	IBGE (2023)	Rocha e Campos (2021), Oliveira et al (2022)
Y ₃ -Escolaridade	Produtores que possuem o nível superior, segundo os municípios	Unidade	IBGE (2023)	Rocha e Campos (2021)
Y ₄ -Financiamento	Estabelecimentos agropecuários que obtiveram algum tipo de financiamento, segundo os municípios.	Unidade	IBGE (2023)	Rocha e Campos (2021)
Variável Tecnológicas	Descrição	Unidade	Fonte	Estudo Fundamentado
X ₅ -Irrigação	Estabelecimentos agropecuários que possui algum sistema de irrigação, segundo os municípios.	Unidade	IBGE (2023)	Rocha e Campos (2021), Lima (2022)
X ₆ -Telefone	Estabelecimentos agropecuários que possui telefone, segundo os municípios.	Unidade	IBGE (2023)	Alves (2022)
X ₇ -E-mail	Estabelecimentos agropecuários que possui e-mail, segundo os municípios.	Unidade	IBGE (2023)	Alves (2022)
X ₈ -Corretivos	Estabelecimentos agropecuários que aplica corretivos no solo, segundo os municípios.	Unidade	IBGE (2023)	Rocha e Campos (2021), Lima (2022)
X ₉ -Energia	Estabelecimentos agropecuários que possui energia, segundo os municípios.	Unidade	IBGE (2023)	Oliveira et al (2022)
X ₁₀ -Internet	Estabelecimentos agropecuários que possui acesso à internet, segundo os municípios.	Unidade	IBGE (2023)	Alves (2022)
X ₁₁ -Tratores	Número de tratores nos estabelecimentos agropecuários, segundo os municípios.	Unidade	IBGE (2023)	Rocha e Campos (2021)
X ₁₂ -Semeadeiras	Número de semeadeiras nos estabelecimentos agropecuários, segundo os municípios.	Unidade	IBGE (2023)	Rocha e Campos (2021)
X ₁₃ -Colheitadeiras	Número de colheitadeiras nos estabelecimentos agropecuários, segundo os municípios.	Unidade	IBGE (2023)	Rocha e Campos (2021)
X ₁₄ -Adubadeiras	Número de adubadeiras nos estabelecimentos agropecuários, segundo os municípios.	Unidade	IBGE (2023)	Rocha e Campos (2021)

Fonte: Elaborado pelos autores.

Para atingir o objetivo deste estudo foi realizada a Análise de Correlação Canônica (ACC) mediante o *software* Stata 16.0. Desta maneira, fez-se uma ACC – a partir dos dados originais selecionados - entre as características econômicas e sociais dos produtores Y_i e aqueles relacionados aos aspectos tecnológicos X_i desses produtores. O primeiro grupo (Y_i) representa as variáveis dependentes e o segundo grupo (X_i) as variáveis independentes (Protásio *et al.*, 2012). Fávero e Belfiore (2017) asseveram, ainda, que um modelo geral de correlação canônica pode ser escrito mostrando que Y_s ($s = 1, \dots, p$) representam as variáveis dependentes do modelo e X_j ($j = 1, \dots, q$) representam as variáveis independentes. Dessa maneira, no presente artigo, as variáveis dependentes são Produção, Receita, Financiamento e Escolaridade, e as demais 10 variáveis como explicativas, conforme mostra a equação (1):

$$Y_1, Y_2, Y_3 = f(X_1, X_2, \dots, X_{20}) \quad (1).$$

A partir desta estimação, foram estabelecidas duas novas variáveis, chamadas de u_1 e v_1 , representando, respectivamente, os vetores das variáveis canônicas, dependentes e independentes, conforme mostra as equações (2) e (3):

$$u_1 = a_{11} \cdot Y_{1i} + \dots + a_{1p} \cdot Y_{pi} \quad ;$$

$$u_2 = a_{21} \cdot Y_{1i} + \dots + a_{2p} \cdot Y_{pi} \quad (2);$$

$$v_1 = v_{11} \cdot X_{1i} + \dots + v_{1q} \cdot X_{qi} \quad (3).$$

Este método de ACC refere-se, portanto, a criação de pares canônicos, que são combinações lineares das variáveis. O quantitativo de pares canônicos é originado, por sua vez, pelo coeficiente de correlação de Pearson ($K = \min(p, q)$) e limitado por p e q (representantes das dimensões dos vetores das variáveis). Deve-se ressaltar que cada par canônico obtido - ortogonais entre si e não correlacionados com os outros pares - possui nível de correlação que reduz em relação ao par anterior, isto é, o primeiro par canônico obtido apresenta a maior correlação, enquanto cada novo par possui uma correlação menor que o par anterior (Protásio *et al.*, 2012; Rocha; Campos, 2021).

Assim, a correlação proveniente dos coeficientes é denominada correlação canônica (Fávero; Belfiore, 2017). Vale salientar que os devidos coeficientes gerados foram devidamente normalizados para que a interpretação deles seja similar à regressão linear. E,

por fim, ao todo, foram realizados quatro testes de significâncias estatística para o modelo, pois nem todos os pares canônicos são estatisticamente significativos, são eles: Lambda de Wilks – aproximação da distribuição F -, para verificar a existência de diferença entre as médias das variáveis e para avaliar a significância das raízes canônicas conjuntamente; o Traço de Pillai; Lawley-Hotteling; e Raiz Larga de Roy. (Mingoti, 2007; Protásio *et al.*, 2012). Para Cecchetti (1999), esses quatro testes são considerados principais para testar a hipótese de igualdade de efeitos dos vetores médias de tratamentos.

Conforme Rocha e Campos (2021), após a identificação dos pares canônicos significativos, deve-se analisar as correlações entre as variáveis canônicas e as originais (cargas canônicas). Essas cargas estão no intervalo -1 a +1, indicando a importância das variáveis originais para a obtenção da variável canônica, contudo, não são úteis para interpretar as relações entre os grupos, o que exige a interpretação por meio da análise das cargas canônicas cruzadas.

Na etapa seguinte, verificou-se a quantidade de variância explicada entre as variáveis canônicas - dependente e independente - mediante a correlação canônica elevada ao quadrado (R^2 canônico). Esse mesmo procedimento foi realizado considerando as cargas canônicas cruzadas, o que possibilitou estimar a variância compartilhada explicada entre a variável observada dependente ou independente e a variável canônica oposta (Rocha; Campos, 2021). Deve-se salientar, ainda, que as análises estatísticas utilizadas neste trabalho se baseiam, principalmente, nos trabalhos de Mingoti (2007), Ferreira (2008) e Hair Júnior *et al.* (2009).

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

O ponto principal a ser ressaltado, a partir da análise descritiva (Tabela 1), diz respeito que das 14 variáveis utilizadas no modelo, 6 delas possuem o desvio padrão maior do que a média, o que mostra nível elevado de dispersão. Uma análise primitiva que pode ser realizada, por meio desses dados, é que os estabelecimentos encontram-se em níveis diferentes de padrão de modernização.

Esses diferentes níveis podem ser observados quando existem 65 municípios cujos produtores não se utilizam de nenhuma máquina para o plantio, colheita e adubação do estabelecimento. Enquanto que, Novo Oriente, Morada Nova, Quixeramobim e Limoeiro do Norte são os municípios que apresentaram maiores valores para tratores, semeadores, colheitadeiras e adubadeiras, respectivamente.

No que tange o aspecto socioeconômico pode-se destacar que Aquiraz foi o município que apresentou o maior faturamento e número de produtores com ensino superior.

Tabela 1 – Estatísticas Descritivas

Variáveis Socioeconômicas	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
Y ₁ -Valor da Produção	30.155,95	46.141,68	1.392	458.722
Y ₂ -Receita da Produção	46.958,81	42.762,00	4.494	317.659
Y ₃ -Escolaridade	273,01	197,28	23	1.173
Y ₄ -Financiamento	261,85	242,90	1	1.511
Variáveis Tecnológicas	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
X ₅ -Irrigação	176,13	216,48	0	1.111
X ₆ -Telefone	1.108,62	813,82	34	4.197
X ₇ -E-mail	31,40	29,90	0	141
X ₈ -Corretivos	30,79	70,70	0	502
X ₉ -Energia	753,52	629,50	5	3.257
X ₁₀ -Internet	451,68	350,05	5	1.682
X ₁₁ -Tratores	24,58	39,29	0	189
X ₁₂ -Semeadeiras	4,26	22,63	0	265
X ₁₃ -Colheitadeiras	0,25	1,73	0	20
X ₁₄ -Adubadeiras	0,36	1,84	0	15

Fonte: Elaborado pelos autores.

Inicialmente foi feita uma matriz de correlação entre as variáveis dependentes conforme mostra a Tabela 2. Os resultados mostram que as duas primeiras dimensões explicam o modelo, uma vez que a primeira dimensão possui correlação de 92,74% e a segunda aproximadamente 49%. Contudo, apenas a primeira possui percentual alto de explicação na ordem de 86%.

Tabela 2 - Correlações e R² canônicos

Dimensão	Correlação Canônica	R² Canônico
1	0,9274	0,8601
2	0,4849	0,2351
3	0,3041	0,0925
4	0,1443	0,0208

Fonte: Elaborado pelos autores.

Em seguida, realizou-se os quatro testes de hipóteses para verificar a significância das correlações - inicialmente do modelo como um todo -, conforme mostra a Tabela 3. Os testes mostram que o modelo se apresentou estatisticamente significativo a 5%, ou seja, a existência do modelo não deve ser rejeitada.

Tabela 3 – Testes de Hipótese

	Estatística do Teste	p-valor
Lambda de Wilks	0,09510	0,000
Traço de Pillai	1,20853	0,000
Traço de Lawley-Hotelling	6,57786	0,000
Raiz Larga de Roy	0,09510	

Fonte: Elaborado pelos autores.

Na Tabela 4, tem-se a medida de significância para cada uma das dimensões. Conforme esperado, o modelo se dará em duas dimensões, uma vez que a terceira e quarta dimensão foram rejeitadas, pois o teste mostrou-se estatisticamente insignificante a 5%.

Tabela 4 – Testes de Lambda de Wilks de cada dimensão

Dimensão	Estatística do Teste	p-valor
1	0,09510	0,000
2	0,67967	0,000
3	0,88866	0,195
4	0,97918	0,817

Fonte: Elaborado pelos autores.

A primeira análise a ser realizada diz respeito ao perfil socioeconômico do produtor rural no estado do Ceará. Assim, estimou-se os coeficientes padronizados das variáveis canônicas referentes a este perfil, tratadas como dependente (Tabela 5). Para a variável estimada U_1 foi percebido que apenas as variáveis relacionadas a escolaridade e financiamento mostraram-se significantes e com sinal negativo (Y_3 e Y_4 , respectivamente), o que pode abrir a possibilidade desse perfil de produtores operarem com ineficiência e com baixo grau de escolaridade.

Em relação ao financiamento pode, traz a inferência do mostrado por Lima (2022), em que o financiamento está restrito apenas a uma parte seleta dos produtores possuem acesso a programas de fomento, e a escolaridade, por sua vez, corrobora com o mostrado por Rocha e Campos (2021), contudo, mostra que o segundo grupo não é escolarizado.

Tabela 5 – Coeficientes das Variáveis Canônicas para as Variáveis Socioeconômicas

	U_1	U_2
Y_1 -Valor da Produção	0,03935 (0,368)	0,13500 (0,490)
Y_2 -Receita da Produção	0,01331 (0,834)	1,46744 (0,000)
Y_3 -Escolaridade	-0,62118 (0,000)	-1,15870 (0,000)
Y_4 -Financiamento	-0,49788 (0,000)	0,01409 (0,938)

Fonte: Elaborado pelos autores.

Para a variável canônica U2, por sua vez, apenas as variáveis referentes a faturamento e escolaridade (Y_2 e Y_3) deram significantes, sendo sinal positivo e negativo, respectivamente. Isso possibilita inferir que o perfil socioeconômico desse grupo possui alto faturamento, contudo não é escolarizado, igual ao primeiro grupo.

Em seguida, foram estimadas as cargas canônicas para as variáveis socioeconômicas, conforme mostra a Tabela 6. A informação processada mostrou - para o primeiro par de variáveis - uma carga canônica negativa, o que mostra que o perfil desse grupo de agricultores no estado do Ceará possui baixo perfil socioeconômico, enquanto a segunda dimensão, por sua vez, apresentou todas as cargas canônicas positivas. A ilação que se pode trazer é que o segundo grupo possui alto perfil socioeconômico e, dessa forma, pode-se inferir que existam dois perfis socioeconômicos antagônicos no estado do Ceará, conforme já apresentou Moura (2021) a nível de Brasil.

Tabela 6 – Cargas Canônicas das variáveis Socioeconômicas

Variável	Cargas Canônicas		Cargas Canônicas Cruzadas	
	U ₁	U ₂	V ₁	V ₂
Y ₁ -Valor da Produção	-0,2982	0,672	0,277	0,326
Y ₂ -Receita da Produção	-0,695	0,661	0,644	0,321
Y ₃ -Escolaridade	-0,925	0,053	0,858	0,026
Y ₄ -Financiamento	-0,896	0,005	0,831	0,003

Fonte: Elaborado pelos autores.

Em relação as cargas canônicas cruzadas, houve mudança de sinal, com a escolaridade (Y_3) sendo a variável com maior correlação para o primeiro par (0,858). Na segunda dimensão, todas as variáveis apresentaram correlação baixa, em que apenas produção e faturamento obtiveram acima de 30%, o que coaduna com o mostrado por Heenkenda e Chandrakumara (2016) mostraram a forte relação entre os componentes de inovação tem provocado relação com a lucratividade.

Na Tabela 7 são apresentados os coeficientes canônicos padronizado das variáveis tecnológicas do presente estudo. Assim, em relação a primeira dimensão, apenas as variáveis referentes a telefone, *internet*, energia, tratores, colheitadeiras e adubadeiras se apresentaram significantes. Além disso, apenas as variáveis referentes a tratores e adubadeiras se apresentaram com valores positivos, os demais possuem correlação negativa, o que demonstra que os produtores rurais desse par possuem baixo perfil tecnológico. Em relação a segunda dimensão, apenas as variáveis referentes a energia e tratores deram significantes. Ambos os valores apresentaram pequenos, o que demonstra que o perfil também do segundo grupo é de baixa tecnologia.

Tabela 7 – Coeficientes das Variáveis Canônicas para as Variáveis Tecnológicas

Variável	V ₁	V ₂
X ₅ -Irrigação	-0,103 (0,064)	0,216 (0,383)
X ₆ -Telefone	-0,642 (0,000)	0,384 (0,260)
X ₇ -E-mail	-0,104 (0,036)	0,24134 (0,273)
X ₈ -Corretivos	-0,069 (0,157)	0,143 (0,510)
X ₉ -Energia	-0,264 (0,000)	-0,973 (0,000)
X ₁₀ -Internet	-0,047 (0,472)	-0,100 (0,735)
X ₁₁ -Tratores	0,087 (0,050)	0,416 (0,035)
X ₁₂ -Semeadeiras	0,034 (0,316)	-0,139 (0,362)
X ₁₃ -Colheitadeiras	-0,092 (0,029)	0,180 (0,334)
X ₁₄ -Adubadeiras	0,105 (0,023)	0,149 (0,470)

Fonte: Elaborado pelos autores.

A Tabela 8 apresenta as cargas canônicas das variáveis tecnológicas. Em relação ao primeiro perfil de agricultor, percebe-se que todas as cargas canônicas possuem sinal negativo, o que mostra baixo perfil tecnológico, ao contrário da segunda dimensão que apresentou a maior parte das variáveis positivas. Entretanto, deve-se salientar, nenhum desses apresentou correlação maior do que 60%. Em seguida, analisando as correlações cruzadas, nota-se que - no primeiro grupo - apenas as variáveis referentes a irrigação, telefone e internet apresentaram alta correlação, enquanto, no segundo grupo, nenhuma variável apresentou correlação maior do que 50%.

Tabela 8 – Cargas Canônicas das variáveis tecnológicas

Variável	Carga Canônica		Carga Canônica Cruzada	
	V ₁	V ₂	U ₁	U ₂
X ₅ -Irrigação	-0,557	0,440	0,517	0,214
X ₆ -Telefone	-0,966	0,072	0,896	0,035
X ₇ -E-mail	-0,704	0,457	0,653	0,222
X ₈ -Corretivos	-0,253	0,354	0,234	0,172
X ₉ -Energia	-0,860	-0,348	0,798	-0,169
X ₁₀ -Internet	-0,888	-0,035	0,823	-0,017
X ₁₁ -Tratores	-0,393	0,533	0,364	0,258
X ₁₂ -Semeadeiras	-0,244	0,027	0,226	0,013
X ₁₃ -Colheitadeiras	-0,350	0,403	0,324	0,195
X ₁₄ -Adubadeiras	-0,245	0,569	0,227	0,276

Fonte: Elaborado pelos autores.

Uma vez avaliado cada grupo de correlação, percebe-se duas dimensões, cada uma representando um grupo de estabelecimentos agropecuários. O primeiro grupo

representa os estabelecimentos que possuem baixo perfil socioeconômico e tecnológico, uma vez que todas as variáveis apresentaram sinal negativo. O segundo grupo possui perfil socioeconômico e tecnológico maior que o primeiro grupo, uma vez que a correlação deu positiva, porém com produção elementar, uma vez que a correlação apresentada nesses dois grupos de variáveis demonstrou-se pequena.

Conforme estabeleceu estudos como os de Acheampong *et al* (2021) e Smoluk-Sikorska, Malinowski e Łuczkavital (2020), está em conformidade com o presente estudo, uma vez que ambos afirmam que o uso de práticas agrícolas tem forte relação com o caráter socioeconômico do produtor.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente trabalho visou responder qual a relação dos fatores socioeconômicos do produtor e do pacote tecnológico e assim traçar o perfil do produtor cearense, para tal, foi feita uma análise de correlação canônica.

A análise de correlação canônica foi importante, uma vez que mostrou o quanto que a produção, receita e a escolaridade do produtor estão relacionadas com o uso de implementos agrícolas, sistema de irrigação e acesso virtual, bem como quais níveis hierárquicos a produção agropecuária cearense está dividida. A análise se deveu em quatro dimensões, contudo com o decorrer da mesma, a terceira dimensão foi devidamente descartada.

O trabalho evidenciou a existência de dois perfis agropecuários, um de rudimentar perfil tecnológico e social e outro incipiente quanto ao uso ferramental de atividades, bem como em nível de produção e escolaridade.

Foi percebido, também, que no grupo de agricultores de baixo perfil que o uso de energia, *internet*, telefone e sistemas de irrigação possuem correlação forte em relação as variáveis socioeconômicas, o que mostra que essas variáveis são importantes produtivos, bem como foi percebido que as variáveis referentes a faturamento e escolaridade se mostraram importantes no progresso tecnológico.

No segundo grupo de produtores, com alto perfil, irrigação, tratores e colheitadeiras se mostraram mais fortes dentro do grupo de componentes tecnológicos em relação aos componentes socioeconômicos, enquanto que produção e faturamento se apresentaram mais correlatos ao pacote tecnológico.

O presente artigo trabalhou sob as limitações da disponibilidade do Censo Agropecuário que oferece uma determinada quantidade de variáveis e elementos a serem utilizados para representar a produção, além do fato de ter sido escolhido apenas um ano.

O presente trabalho não visa encerrar as discussões acerca do tema da modernização e nem no uso da correlação canônica, para continuidade de trabalhos, sugere-se a aplicação de um modelo de regressão para entender o efeito de cada variável no processo modernizador, ou então se valer da correlação canônica para outras variáveis que tiverem disponíveis como uso de outras tecnologias, ou então aumentar a base de dados para outros estados do Brasil.

REFERÊNCIAS

- ACHEAMPONG, E. O.; SAYER, J. ; MACGREGOR, C. J. ; SLOAN, S. **Factors influencing the adoption of agricultural practices in Ghana's forest-fringe communities**. Land 2021, 10, 266. <https://doi.org/10.3390/land10030266>. Disponível em: <https://www.mdpi.com/2073-445X/10/3/266>. Acesso: 06 maio 2023.
- ANDREW, G.; ARORA, R.; BILMES, J.A.; LIVESCU, K. Deep Canonical Correlation Analysis. **International Conference on Machine Learning**, Atlanta, v.28, n. 3, p. 1247 – 1255, 2013.
- ALVES, A. G. M. **Degradação ambiental e desenvolvimento rural no Brasil**. Dissertação (Mestrado em Economia Rural). Universidade Federal do Ceará. Centro de Ciências Agrárias. Programa de Pós-Graduação em Economia Rural. Fortaleza, 2022.
- CECCHETTI, D. **Poder e taxas de erro tipo I de quatro critérios multivariados para o teste de igualdade de efeitos de tratamentos avaliados por meio do método de Monte Carlo**. Dissertação (Mestrado) da Universidade Federal de Lavras, Lavras: UFLA, 1999.
- CHEN, D. ; WANG, L. ; SU, T. ; ZHANG, Y. Canonical correlation analysis between residents' living standards and community management service levels in rural areas: an empirical analysis based on municipal data in Anhui province. **Comput Econ**. [S.l.], v. 52, n.4, p. 1053–1068, 2018. <https://doi.org/10.1007/s10614-017-9791-4>. Disponível em: <https://link.springer.com/article/10.1007/s10614-017-9791-4>. Acesso em: 06 maio 2023.
- CRUZ, C. D.; REGAZZI, A. J.; CARNEIRO, P.C.S. **Modelos biométricos aplicados ao melhoramento genético**. 2.ed. Viçosa: Ed. da UF, 2012. 514p.
- FÁVERO, L. P.; BELFIORE, P. **Manual de análise de dados**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2017.
- FERREIRA, D. F. **Estatística multivariada**. Lavras: UFLA, 2008. 662p.
- FERREIRA, M. O.; RAMOS, L. M.; ROSA, A. L. T. Crescimento da agropecuária cearense: comparação entre as produtividades parciais e total. **RER**, Rio de Janeiro, v. 44, n. 3, p. 503-524, jul/set. 2006. Impressa em setembro 2006. Disponível em:

<https://www.scielo.br/j/resr/a/VB5Y9f8GphN7xXdQdBh6VWC/?format=pdf&lang=pt>. Acesso em: 14 fev. 2023.

HAIR JUNIOR, J. F.; BLACK, W. C.; BABIN, B. J. ; ANDERSON, R. E.; TATHAM, R. L. **Análise multivariada de dados**. Porto Alegre: Bookman, 2009. 688p.

HARDOON, D. R.; SZEDMAK, S.; SHAW-ETAYLOR, J. Canonical correlation analysis: an overview with application to learning methods. **Neural Comput**, [S.l.], v. 16, n. 12, p. 2639 - 64, 2004. doi: 10.1162/0899766042321814. PMID: 15516276.

HEENKENDA, S.; CHANDRAKUMARA D. P. S. Entrepreneurial skills and farming performance: Implications for improving banana farming in Sri Lanka. **International Journal of Humanities and Social Sciences**, [S.l.], v. 7, n. 1, p. 14-26, 2016. Disponível em: <http://dr.lib.sjp.ac.lk/bitstream/handle/123456789/6108/Entrepreneurial%20skills%20and%20farming%20performance%3b%20Implications%20for%20improving%20banana%20farming%20in%20Sri%20Lanka.pdf?sequence=1&isAllowed=y>. Acesso em 13 de maio de 2023.

HOFFMANN, R. A Dinâmica da modernização da agricultura em 157 microrregiões homogêneas do Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v. 30, n.4, p.271-290, out-dez. 1992. Disponível em: <http://www.resr.periodikos.com.br/journal/resr/article/5ea0bed40e8825b12cc84922>. Acesso em: 4 fev. 2023.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. (IBGE). **Sítio Eletrônico do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística**. Disponível em: <https://sidra.ibge.gov.br/pesquisa/censo-agropecuário/censo-agropecuário-2017/resultados-definitivos>. Acesso em: 1 fev. 2023.

INSTITUTO DE PESQUISA E ESTRATÉGIA ECONÔMICA DO CEARÁ. (IPECE). **Sítio Eletrônico do Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará**. Disponível em: <http://ipecedata.ipece.ce.gov.br/ipece-data-web/>. Acesso em: 14 fev. 2023.

JUVERCINA SOBRINHO, E. ; CARDOSO, A. M. ; TAVARES, M. . Correlação canônica dos custos na produção do trigo na região sul do Brasil. **Custos e Agronegócio On Line** , v. 18, p. 352-372, 2022. Disponível em: <http://www.custoseagronegocioonline.com.br/numero2v18/OK%2016%20canonica.pdf>. Acesso em: 14 fev. 2023.

LIMA, G. C. **Modernização agrícola na região Nordeste do Brasil**. Dissertação (Mestrado em Economia Rural) – Universidade Federal do Ceará, Centro de Ciências Agrárias, Programa de Pós-Graduação em Economia Rural, Fortaleza, 2022.

LI S. Y.; CAI, Y. Y. Effect analysis of road structure on multidimensional fragmentation of cultivated land: A case study in the international metropolis of Shanghai City[J]. **Chinese Journal of Eco-Agriculture**, [S.l.], v. 30, n. 7, p. 1203–1214. 2022. doi: 10.12357/cjea.20210707. Disponível em:

<http://www.ecoagri.ac.cn/en/article/doi/10.12357/cjea.20210707?viewType=HTML>
Acesso em: 6 maio 2023.

MOURA, J. E. A. **Desemprenho competitivo da agricultura no Brasil**. Dissertação (Mestrado em Economia Rural). Universidade Federal do Ceará. Centro de Ciências Agrárias. Programa de Pós-Graduação em Economia Rural. Fortaleza, 2021.

MINGOTI, S. A. **Análise de dados através de métodos de estatística multivariada: uma abordagem aplicada**. 2.ed. Belo Horizonte: UFMG, 2007.

OLIVEIRA, P. A.; RODRIGUES, S. A.; PADOVANI, C. R.; CERVI, R. G. Associação de indicadores do valor adicionado agropecuário e o valor da produção animal paulista. **Rev. Agro Amb**, [S.], v. 15, n. 3, e9665, 2022.

PIRES, M. J. S.; RAMOS, P. O termo modernização conservadora: sua origem e utilização no Brasil. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 40, n. 3, jul.-set. 2009. Disponível em: <https://www.bnb.gov.br/revista/index.php/ren/article/view/367>. Acesso em: 1 fev. 2023.

PROTÁSIO, T. P.; TRUGILHO, P. F.; NEVES, T. A.; VIEIRA, C. M. M. Análise de correlação canônica entre características da madeira e do carvão vegetal de Eucalyptus. **Scientia Forestalis**, São Carlos, SP, v. 40, n. 95, p. 317-326, set. 2012.

QI, C. **Canonical correlation analysis on impacts of agricultural modernization on urbanization**. 7th International Conference on Social Science, Education and Humanities Research (SSEHR2018). 2018, Francis Academic Press, UK -552- DOI: 10.25236/ssehr.2018.112. Disponível em: https://webofproceedings.org/proceedings_series/ESSP/SSEHR%202018/SSEHR1220112.pdf. Acesso em: 6 maio 2023.

ROCHA, T. V.; CAMPOS, K. C. Perfil modernizador do agricultor no Brasil. **Revista de Política Agrícola**. São Paulo, ano 30, n. 2, abr-maio-jun. 2021. Disponível em: <https://seer.sede.embrapa.br/index.php/RPA/article/view/1596/pdf>. Acesso em: 11 fev. 2023.

SMOLUK-SIKORSKA, J.; MALINOWSKI, M.; ŁUCZKA, W. Identification of the conditions for organic agriculture development in polish districts - an implementation of canonical analysis. **Agriculture** 2020, 10, 514. Disponível em: <https://www.mdpi.com/2077-0472/10/11/514>. Acesso em: 13 maio 2023.

TEIXEIRA, J. C. Modernização da agricultura no Brasil: impactos econômicos, sociais e ambientais. **Revista Eletrônica da Associação dos Geógrafos Brasileiros**, Três Lagoas, v.2, p.21-42, 2005. Disponível em: <https://periodicos.ufms.br/index.php/RevAGB/article/view/1339>. Acesso em: 13 jun. 2023.



DESEMPENHO ECONÔMICO-FINANCEIRO DAS EMPRESAS DO IAGRO NA B3

Ana Cristina Nogueira Maia

Doutoranda pelo Programa de Pós-Graduação em Economia Rural (PPGER) da Universidade Federal do Ceará.

Lattes: <https://lattes.cnpq.br/2030748558567631>.

ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-3031-3951>.

Kilmer Coelho Campos

Professor Associado IV do Departamento de Economia Agrícola e do Programa de Pós-Graduação em Economia Rural (PPGER) da Universidade Federal do Ceará e Doutor em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Viçosa.

Lattes: <http://lattes.cnpq.br/6206120391191140>

ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-7752-2542>

Vitória Biana da Silva

Mestranda pelo Programa de Pós-Graduação em Economia Rural (PPGER) da Universidade Federal do Ceará.

Lattes: <http://lattes.cnpq.br/8563646416545119>

ORCID: <https://orcid.org/0009-0000-8652-6852>

Guilherme Silva Nascimento

Mestre pelo Programa de Pós-Graduação em Economia Rural (PPGER) da Universidade Federal do Ceará (UFC).

Lattes: <http://lattes.cnpq.br/7421918654279971>.

Orcid: <https://orcid.org/0000-0001-9154-6508>

Trícia Gardênia Guimarães da Luz

Mestre pelo Programa de Pós-Graduação em Economia Rural (PPGER) da Universidade Federal do Ceará.

Lattes: <http://lattes.cnpq.br/9002889186995994>

RESUMO

Palavras-chave:

Indicadores Econômicos

Análise

Fatorial

Agronegócio.

O objetivo deste artigo é analisar o desempenho econômico-financeiro das empresas que fazem parte do IAGRO na B3. A pesquisa utilizou dados secundários extraídos das demonstrações contábeis consolidadas, tais como: balanço patrimonial e demonstração do resultado do exercício para os anos de 2019 a 2022. Para a interpretação, apresentação e discussão dos dados levantados, foram empregados os métodos de análise fatorial por componentes principais e aferição do Índice de Desempenho Econômico-Financeiro (IDEF) das empresas que fazem parte do IAGRO. Os resultados indicaram que a empresa JBS do setor de carnes e derivados obteve o maior índice de desempenho econômico-financeiro, demonstrando gestão financeira e econômica.

ECONOMIC-FINANCIAL PERFORMANCE OF IAGRO COMPANIES AT B3

ABSTRACT

Keywords:

Economic indicators
Factor analysis
Agribusiness.

The objective of this article is to analyze the economic and financial performance of companies that are part of IAGRO at B3. The research used secondary data extracted from consolidated financial statements, such as: balance sheet and income statement for the years 2019 to 2022. For the interpretation, presentation and discussion of the data collected, component factor analysis methods were used. and measurement of the Economic-Financial Performance Index (IDEF) of companies that are part of IAGRO. The results indicated that the company JBS in the meat and meat products sector obtained the highest economic-financial performance index, demonstrating financial and economic management.

1 INTRODUÇÃO

O setor de agronegócio tem atraído cada vez mais a atenção mundial, tanto das organizações, dos órgãos governamentais, quanto da sociedade civil em geral. A cadeia de produção tem estimulado o surgimento de novas empresas de diversos ramos no setor (Zimmer; Bilibio; Michels, 2019).

De acordo com a Secretaria de Comércio e Relações Internacionais do Ministério da Agricultura e Pecuária (MAPA, 2023), as exportações brasileiras do agronegócio bateram recorde em 2023, atingindo US\$ 166,55 bilhões. Os setores exportadores que mais contribuíram nas vendas do agronegócio foram: complexo soja (+US\$ 6,49 bilhões); complexo sucroalcooleiro (+US\$ 4,60 bilhões) e cereais, farinhas e preparações (+US\$ 1,18 bilhão) e sucos (+US\$ 447,41 milhões).

Assim, em 2022 a Brasil, Bolsa, Balcão (B3) criou um índice de ações composto essencialmente por empresas do agronegócio, num momento em que o setor ganha relevância no mercado financeiro brasileiro. O índice Agro Free Float Setorial (IAGRO B3) considera características como valor de mercado, preço médio e liquidez. Ele tem por objetivo viabilizar as ETFs (Exchange Traded Funds) e outros fundos passivos. O indicador é composto não somente por empresas que estão diretamente ligadas ao setor agro, mas também por toda a cadeia produtiva (Mercado Primário, Insumos, Agroindústria e Agrosserviços) (Hibraildo, 2022).

Com a abertura de mercados e o competitivo empresarial, torna-se cada vez mais crucial a adoção de práticas gerenciais com maior qualidade e eficácia, incluindo técnicas de

administração financeira, avaliação de desempenho e um conjunto de ferramentas para auxiliar na tomada de decisões das empresas (Assaf Neto, 1998).

Dessa forma, a análise financeira de balanços é uma ferramenta indispensável para o controle das empresas, uma vez que fornece dados relevantes sobre a situação econômica e financeira, demonstra o desempenho empresarial, a eficiência na utilização dos recursos e a avaliação de alternativas viáveis e futuras. Isso mostra como uma empresa se comporta ao longo do tempo (Matarazzo, 2010).

Segundo Flach, Castro e Mattos (2017), a avaliação do desempenho organizacional e gerencial das informações, mediante uso de indicadores econômico-financeiro, permitem um maior planejamento estratégico, controle gerencial e acompanhamento das metas estabelecidas.

O Forbes Agro100 (2024) apresentou o desempenho das empresas do agronegócio em 2022. A média de faturamento das 100 maiores empresas desse setor no Brasil cresceu 20,2% em relação a 2021. As receitas dessas companhias somadas atingiram R\$ 2,23 trilhões, ou 22,5% do PIB. Apesar da crise nos mercados globais, as líderes do agronegócio desfrutaram de mercados abertos para alimentos, fibras e biocombustíveis, o que multiplicou as vendas e garantiu os lucros.

O assunto do presente trabalho é de grande relevância, pois possibilita analisar o comportamento econômico e financeiro das empresas do setor do agronegócio na B3. Sendo assim, é importante selecionar os indicadores de desempenho que auxiliem na definição das estratégias. A partir disso, formula-se a seguinte questão como problema de pesquisa: Quais são os indicadores econômicos e financeiros mais relevantes para avaliar o desempenho das empresas que fazem parte do IAGRO na B3?

Nesse contexto, o presente trabalho tem como objetivo geral analisar o desempenho econômico-financeiro das empresas que fazem parte do IAGRO na B3. De maneira específica, o estudo busca: a) caracterizar os índices de desempenho econômico e financeiro das empresas; b) identificar fatores representativos de desempenho econômico e financeiro de empresas utilizando por base os balanços patrimoniais e as demonstrações dos resultados dos exercícios; e c) mensurar o índice de desempenho econômico-financeiro (IDEF) das empresas.

Este artigo está estruturado em quatro seções, incluindo esta introdução. Na segunda seção, situa-se o material e métodos. Na terceira seção, os resultados são discutidos para, finalmente, na quarta seção, serem apresentadas as considerações finais da pesquisa.

2 MATERIAL E MÉTODOS

Nesta seção, descrevemos os procedimentos adotados para a análise das empresas do setor agroindustrial listadas no IAGRO B3. Foram utilizadas técnicas quantitativas para garantir a precisão dos resultados, com os dados coletados diretamente das demonstrações financeiras dessas empresas. A fim de assegurar a comparabilidade ao longo do tempo, os valores foram ajustados monetariamente, com base no IGP-DI, para dezembro de 2023. Esse ajuste é particularmente relevante, dado o impacto da pandemia da Covid-19 no período de análise, proporcionando uma visão mais acurada sobre o desempenho econômico-financeiro das companhias.

2.1 Fonte de dados e amostra

Os dados empregados neste trabalho foram extraídos das demonstrações contábeis consolidadas, tais como: balanço patrimonial e demonstração do resultado do exercício disponibilizados pelos sites oficiais das empresas, compreendendo as informações para os anos de 2019, 2020, 2021 e 2022. Vale salientar que, nesse período, o mundo enfrentava a pandemia da covid 19, em meio à crise econômica e social.

Com o objetivo de reduzir os efeitos inflacionários nos dados coletados e gerados para a elaboração dos indicadores, foram efetuadas atualizações monetárias em todas as contas do balanço patrimonial e da demonstração de resultado do exercício de acordo com o IGP-DI (Índice Geral de Preços – Disponibilidade Interna) – FGV (Fundação Getúlio Vargas) para dezembro de 2023.

A carteira do IAGRO teve início no ano de 2022, sendo composta por ações de companhias que se enquadram na categoria de Agronegócio, conforme a nova classificação setorial criada pela B3 a pedido do mercado.

A relação das empresas que compõe o IAGRO foi disponibilizada pelo site da B3, onde foram identificadas 32 empresas pertencentes ao setor do agronegócio. Durante a coleta dos dados observou-se que duas empresas não possuíam todas as informações necessárias para a análise, optou-se por sua exclusão. Sendo assim, a amostra final do estudo compreende 30 empresas, descritas a seguir: JBS; SUZANO; AMBEV; COSAN; KLABIN; RUMO S.A; SÃO MARTINHO; MARFRIG; SLC AGRICOLA; DEXCO; ASSAI;

MINERVA; RAIZEN; BRASILAGRO; 3 TENTOS; JALLES MACHADO; CAMIL; IRANI; BOA SAFRA; CARREFOUR BRASIL; AREZZO; M. DIAS BRANCO; VAMOS; HIDROVIAS; GRUPO MATEUS; RANDON PART; KEPLER WEBER; TUPY e RECRUSUL.

2.2 Métodos de análise

A análise dos dados coletados foi realizada por meio de técnicas quantitativas e estatísticas robustas, permitindo a extração de informações detalhadas sobre o desempenho econômico-financeiro das empresas estudadas. Inicialmente, foram calculados indicadores financeiros que descrevem a saúde econômica das companhias, utilizando fórmulas consagradas na literatura.

Em seguida, para uma análise mais aprofundada, empregou-se a análise fatorial por componentes principais, com o objetivo de identificar os fatores que mais influenciam o desempenho das empresas. Essa metodologia permite a redução da dimensionalidade dos dados, facilitando a interpretação e destacando as variáveis mais relevantes. Todas as etapas foram conduzidas com o auxílio de softwares especializados, garantindo precisão e confiabilidade nos resultados.

2.2.1 Cálculo de Indicadores Econômico-Financeiros

De acordo com Gitman (2010), a análise por meio de índices financeiros requer cálculos matemáticos e a interpretação dos mesmos para avaliar o desempenho e a situação econômica-financeira da empresa.

Neste estudo, optou-se pela comparação dos índices ao longo do tempo (exercícios), uma vez que essa técnica demonstrou ser bastante útil, pois revela as tendências seguidas pelas empresas e atende ao nível de profundidade do estudo em questão.

Neste cenário, apresenta-se no Quadro 1 a seguir os principais índices financeiros que são empregados na análise das demonstrações e utilizados para avaliar o desempenho das empresas.

Quadro 1 – Índices Financeiros

Grupo	Índice	Fórmula	Interpretação
Índices de Estrutura de Capital e Endividamento	Participação de Capitais de Terceiros (PCT)	$((PC+PNC)/PL)$	Quanto a empresa tomou de capitais de terceiros para cada R\$ 100,00 de capital próprio.
	Composição do Endividamento (CE)	$(PC/(PC+PNC))$	Qual o percentual das obrigações de curto prazo em relação às obrigações totais.
	Imobilização do Patrimônio Líquido (IPL)	(IM/PL)	Quanto a empresa aplicou no Imobilizado para cada R\$ 100,00 de Patrimônio Líquido.
Índices de Liquidez	Liquidez Geral (LG)	$(AC+ARLP)/(PC+PNC)$	Montante que a empresa possui no AC e Realizável no Longo Prazo para cada R\$ 1,00 de dívida total.
	Liquidez Corrente (LC)	AC/PC	Mostra se os recursos investidos no AC são superiores às dívidas com terceiros.
	Liquidez Seca (LS)	$AC-EST/PC$	Avalia os recursos que a empresa dispõe para pagar suas contas no curto prazo ainda que não venda nada.
Índices de Rentabilidade	Retorno sobre Patrimônio Líquido (ROE)	(LL/PL)	Mostra quanto a empresa obteve de lucro para cada R\$100,00 de capital próprio investido.
	Retorno sobre do Ativo (ROA)	(LL/AT)	Mostra quanto a empresa obteve de lucro para cada R\$100,00 de investimento total.
	Margem Líquida (ML)	(LL/VL)	Mostra quanto a empresa obteve de lucro para cada R\$100,00 de vendidos.

Legenda: PC = Passivo Circulante; PNC = Passivo Não Circulante; PL = Patrimônio Líquido; IM = Imobilizado; AC = Ativo Circulante; ARLP = Ativo Realizável de Longo Prazo; PC = Passivo Circulante; PNC = Passivo Não Circulante; EST = Estoques; VL= Vendas Líquidas; LL = Lucro Líquido; AT = Ativo Total; PL = Patrimônio Líquido.

Fonte: Adaptado de Gurjão, Albuquerque e Campos (2019).

No Quadro 2 estão as outras contas do balanço patrimonial que foram utilizadas neste estudo e que servem para gerenciar as atividades da empresa. São elas:

Essas contas permitem que a administração financeira de empresa visualize com antecedência as possibilidades de investimento, o endividamento e o montante necessário para manter em caixa, assim como a eficiência operacional e a qualidade técnica e comercial visando crescimento e rentabilidade. Isso auxilia no planejamento financeiro e orçamentário das organizações.

Segundo Gitman (1987), os planos financeiros e orçamentos são instrumentos para atingir os objetivos da empresa. Além disso, esses veículos proporcionam uma

estrutura para coordenar as diversas atividades da empresa e agem como um mecanismo de monitoramento estabelecendo um padrão de desempenho que permite a avaliação dos eventos reais.

Quadro 2 – Contas do balanço patrimonial

Contas	Fórmula	Interpretação
Lucro Operacional	Lucro bruto – despesas fixas (administrativas, comerciais e operacionais)	Indica a capacidade de geração de lucro a partir da atividade-fim. Assim, quanto maior for esse número, melhor é a capacidade dos negócios de gerenciarem seus recursos.
Lucro Bruto	Receita bruta – custos de produção	Mostra o potencial de lucro de uma empresa a partir de suas operações principais, ajudando a avaliar a eficiência na produção ou na prestação de serviços.
Contas a Receber	O que entra em contas a receber: Pagamentos parcelados, Faturas emitidas, Vendas a crédito, Adiantamentos e depósitos e Juros e multas	São os registros das entradas e as baixas das vendas de uma empresa. Trata-se da quantia de dinheiro que sua empresa irá receber, seja diretamente de clientes ou de outras fontes.
Disponível	<i>O disponível é composto pelas exigibilidades imediatas, representadas pelas contas de caixa, banco conta movimento, cheques para cobrança e aplicações financeiras.</i>	Representa o saldo de caixa livre de uma empresa, ou seja, aparecem no demonstrativo financeiro oficial do negócio como os recursos de livre movimentação.
Fornecedores	Os fornecedores afetam o balanço patrimonial de uma empresa de duas maneiras: através do aumento de seu ativo, quando compram mercadorias ou serviços, e através do aumento de seu passivo, quando adquirem dívidas com fornecedores.	Fornece mercadorias ou serviços para a empresa.

Fonte: Elaboração própria.

2.2.2 Análise fatorial por componentes principais

A análise fatorial (Factor Analysis – FA) é uma técnica multivariada de interdependência que tem por objetivo resumir as relações observadas entre um conjunto de variáveis inter-relacionadas, com o objetivo de identificar fatores comuns (Fávero *et al.*, 2009).

Segundo Mingoti (2005), a análise fatorial é descreve a variabilidade original do vetor aleatório X , em termos de um número menor m de variáveis aleatórias, chamadas de fatores comuns, e que estão relacionadas com o vetor original X através de um modelo linear. Em

outras palavras, a FA analisa a correlação existente entre as variáveis de modo a agrupá-las em um número menor de variáveis.

Assim, o modelo básico de análise fatorial, construído com base na matriz de correlação, relaciona de forma linear as variáveis padronizadas e os fatores comuns desconhecidos. Dada uma combinação linear, o modelo tem a seguinte estrutura (Mingoti, 2005):

$$\begin{aligned} Z_1 &= l_{11}F_1 + l_{12}F_2 + \cdots + l_{1m}F_m + \varepsilon_1 \\ Z_2 &= l_{21}F_1 + l_{22}F_2 + \cdots + l_{2m}F_m + \varepsilon_2 \\ &\vdots \quad \quad \quad \vdots \quad \quad \quad \vdots \quad \quad \quad \vdots \quad \quad \quad \vdots \\ Z_p &= l_{p1}F_1 + l_{p2}F_2 + \cdots + l_{pm}F_m + \varepsilon_p \end{aligned} \quad (1),$$

em que: Z_i ($i = 1, 2, \dots, p$) são as variáveis padronizadas; l_i representam as cargas fatoriais; F_j são os fatores não relacionados entre si; e ε_i é um erro que representa a parcela de variação exclusiva da variável i , com $i = 1, 2, \dots, m$.

No modelo fatorial ortogonal, em que a ortogonalidade é a relação entre os m fatores e as variáveis, a variância de Z_i é dividida em duas partes, a primeira representa a variabilidade explicada pelos fatores, chamada comunalidade; e a segunda representa os erros que são característicos de cada variável, denominada variância específica ou unicidade (Mingoti, 2005).

Para a aplicação da análise fatorial são indicados os seguintes passos: estimação do método de componentes principais e da matriz de cargas fatoriais e de variâncias específicas, com o objetivo de resumir a maior parte da informação original (variância) a um número mínimo de fatores. O objetivo deste método é identificar o número mínimo de fatores necessários para explicar a parte máxima da variância do conjunto original de variáveis (Mingoti, 2005).

O passo seguinte é a estimação dos escores fatoriais para cada elemento da amostra, que pode ser feito por combinação linear das variáveis, da seguinte maneira:

$$F_j = \omega_{j1}X_1 + \omega_{j2}X_2 + \omega_{j3}X_3 + \cdots + \omega_{ji}X_i \quad (2),$$

em que: F_j são os fatores não correlacionados; j é o vetor dos coeficientes dos escores fatoriais; X_i são as variáveis originais; e ω_{ji} são os escores fatoriais.

Para verificar a adequabilidade da técnica de análise fatorial aos dados foram realizados os seguintes procedimentos: análise da matriz de correlação; a medida de

adequação da amostra ou *measure of sampling adequacy* (MSA), aplicação dos testes de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) e de esfericidade de Bartlett e o teste de Alfa de Cronbach.

Na estimação da análise fatorial foram utilizadas 12 variáveis de 30 empresas de diferentes setores agroindustriais. Sendo elas: X1 - Composição do Endividamento; X2 - Liquidez Geral (LG); X3 - Liquidez Corrente (LC); X4 - Liquidez Seca (LS); X5 - Margem Líquida (ML); X6 - Retorno sobre do Ativo (ROA); X7 - Retorno sobre Patrimônio Líquido (ROE); X8 – Lucro Operacional (LO); X9 – Lucro Bruto (LB); X10 – Contas a Receber (CR); X11 – Disponível (D); e X12 – Fornecedores (F).

Além disso, a estimação foi realizada por meio do método de componentes principais pelo software Statistical Package for the Social Sciences (SPSS) (versão 27.0) e os dados foram empilhados anualmente.

2.2.3 Construção do Índice de Hierarquização de Empresas da B3

A criação de índices, que se baseia na coleta de variáveis diversas que descrevem um fenômeno, reúne em uma única ou em poucas variáveis todas as informações que foram medidas a respeito do fenômeno. Assim, a técnica de análise fatorial permite calcular e elaborar um índice de hierarquização que representa o desempenho de empresas (Campos, 2013).

O método utilizado para a construção do índice, foi baseado na proposta de Campos (2013) em que se utiliza a soma dos escores fatoriais padronizados por ano, obtidos pela análise fatorial, ponderados pelas respectivas parcelas de explicação da variância total dos dados de cada fator. A fórmula matemática é:

$$IDEF_m = \sum_{j=1}^k \frac{\lambda_j}{tr(R)} F_{jm} \quad (3),$$

em que: $IDEF_m$ = Índice de Desempenho Econômico-Financeiro da empresa “m”; λ_j = j-ésima raiz característica da matriz de correlação $R_{p \times p}$ das variáveis utilizadas; K = número de fatores escolhidos; F_{jm} = escore fatorial da empresa “m”, do fator j; Tr = traço da matriz de correlação $R_{p \times p}$.

Para simplificar a comparação dos índices de desempenho das empresas, é possível transformar a base dos índices, de modo que os valores correspondentes sejam estimados dentro do intervalo de 0 a 100. Indicando que quanto mais próximo de 100, melhor o desempenho da empresa, e quanto mais próximo de zero, pior.

A formulação segue abaixo:

$$IDEF_m^* = \frac{(IDEF_m - IDEF_{min})}{(IDEF_{max} - IDEF_{min})} * 100 \quad (4),$$

em que: $IDEF_m^*$ = Índice de Desempenho Econômico-Financeiro transformado da empresa “m”; $IDEF_m$ = Índice de Desempenho Econômico-Financeiro da empresa “m”; $IDEF_{max}$ = Índice de Desempenho Econômico-Financeiro máximo; $IDEF_{min}$ = Índice de Desempenho Econômico-Financeiro mínimo.

3 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Nesta seção, são apresentados e discutidos os resultados obtidos a partir da análise dos indicadores econômico-financeiros das empresas do setor agroindustrial. Os dados revelam variações significativas entre as companhias, destacando fatores críticos que influenciam o desempenho financeiro. A análise fatorial permitiu identificar padrões comuns entre as empresas, refletindo as dinâmicas de liquidez, endividamento e rentabilidade. Esses resultados fornecem uma visão abrangente do comportamento das empresas ao longo do período analisado, além de oferecer insights valiosos para decisões estratégicas no setor. Ao longo da discussão, são destacadas as particularidades de cada grupo de empresas, permitindo uma compreensão detalhada das forças e fraquezas econômicas de cada segmento.

3.1 Caracterização dos índices econômicos e financeiros das empresas

A Tabela 1 apresenta os resultados da estatística descritiva (máximo, média, mínimo e desvio padrão) dos índices calculados para os anos estudados. Ela fornece uma visão geral do comportamento de cada indicador.

Tabela 1 – Estatística descritivas dos índices para os anos de 2019 a 2022

Indicadores	Mínimo	Máximo	Média	Coefficiente de variação
X1 - Composição do Endividamento	0,09	0,92	0,42	50,00
X2 - Liquidez Geral	0,15	3,16	1,10	58,18
X3 - Liquidez Corrente	0,14	6,09	1,91	48,17
X4 - Liquidez Seca	0,09	6,04	1,50	58,00
X5 - Margem Líquida	-0,35	0,49	0,09	133,33
X6 - Retorno sobre do Ativo	-0,22	0,30	0,06	100,00
X7 - Retorno sobre Patrimônio Líquido	-1,46	2,24	0,23	152,17
X8 - Lucro Operacional	0,00	32.357.885,00	3.364.096,77	174,75
X9 - Lucro Bruto	987,70	78.760.150,00	7.065.864,85	189,28
X10 - Contas a Receber	4.544,08	23.654.116,00	2.220.172,87	179,84
X11 - Disponível	304,94	28.929.222,20	3.516.161,59	152,12
X12 - Fornecedores	0,00	35.958.469,20	3.209.864,80	210,89

Fonte: Resultados da pesquisa.

O índice X1 registrou o menor valor mínimo em comparação com os outros indicadores. Apesar da média ser positiva, o coeficiente de variação revelou uma grande dispersão na composição do endividamento.

É possível notar que o índice X2 apresentou variação considerável na liquidez geral. A média é positiva e o coeficiente de variação é superior a 30%. Isso indica que a capacidade da empresa de cumprir suas obrigações de curto e longo prazo varia significativamente.

Os índices X2, X3 e X4 demonstraram uma elevada liquidez corrente, com média positiva, o que sugere que a empresa tinha condições para cumprir seus compromissos de curto prazo. Os coeficientes de variações apresentaram alta dispersão, o que indica oscilação na liquidez ao longo dos anos.

No entanto, os índices X5, X6 e X7 apresentaram mínimo negativo. Suas médias foram positivas e os seus coeficientes de variações possuem alta dispersões. Isso sugere que a eficiência da empresa na geração de lucro com seus ativos varia ao longo do tempo.

Pode-se observar que os índices X8 e X9 demonstraram variações no máximo e no mínimo, com médias positivas. Os coeficientes de variações têm alta dispersão. Isso sugere que a lucratividade operacional da empresa varia ao longo do tempo.

Logo, os índices X₁₀, X₁₁ X₁₂ apresentaram variações nos valores máximos e mínimos. As médias são positivas e os coeficientes de variações possuem altas dispersões.

Isso indica estabilidade nas contas a receber, no disponível e nos pagamentos aos fornecedores da empresa.

3.2 Identificação de fatores representativos do desempenho econômico e financeiro

Com auxílio da análise fatorial utilizada para agrupar as características relacionadas aos indicadores, foram identificados fatores comuns que afetam o desempenho econômico e financeiro das empresas agroindustriais brasileiras.

A fim de determinar o conjunto de fatores mais significativos, e dessa forma, garantir uma avaliação segura do desempenho das empresas, os indicadores foram submetidos aos seguintes análises: análise da matriz de correlação, a medida de adequação de amostra (MSA), verificação da estatística Kaiser-Meyer-Olkin (KMO), teste de esfericidade de Bartlett e de Alfa de Cronbach.

A matriz de correlação observada apresentou na sua maioria valores inferiores a 0,05 dos dados observados. Esse resultado sugere um ajuste eficaz dos dados ao modelo, indicando que a análise está conforme as relações esperadas entre as variáveis.

A estimativa da matriz anti-imagem revelou que os valores de MSA tiveram uma boa aceitação para todos os indicadores na série analisada, que é superior ao mínimo aceitável de 0,50, de acordo com a diagonal inferior da matriz de correlação anti-imagem. O que indica uma coerência satisfatória para dar continuidade à análise.

O resultado do teste de KMO foi 0,69, o que representa um parâmetro satisfatório, de acordo com Kaiser (1974) e Corrar et al. (2014), uma vez que o valor é superior a 0,50. Dessa forma, os fatores encontrados são capazes de representar as variações dos dados originais, explicando razoavelmente essa variação.

Já no teste de Bartlett, o valor obtido foi 1.076,08, é possível notar que existe relação suficiente entre os indicadores para permitir a análise fatorial, uma vez que o valor da significância ($p\text{-value} = 0,00$) não ultrapassou 0,05 (Girioli, 2010).

O valor obtido com o teste de Alfa de Cronbach foi de 0,75, o que representa uma medida de confiabilidade entre as variáveis, sendo os valores mínimos de 0,60 para pesquisas exploratórias e 0,70 para pesquisa preliminar (Hair Júnior et al., 2005; Corrar; Paulo e Dias Filho, 2014).

A partir do critério do autovalor (raízes características), que consiste na seleção dos fatores que têm autovalores maiores que 1 (um), foram obtidos quatro componentes que explicam 81,05% da variação total (Tabela 2). Sendo assim, é importante destacar que o valor

mínimo a ser considerado para explicar os fatores comuns deve ser de 60%, para que a análise fatorial possa ser considerada adequada (Corrar; Paulo; Dias Filho, 2014).

Tabela 2 – Número de raízes características e percentual de variância explicado por cada fator para os anos de 2019 a 2022

Fatores	Raiz Característica	Variância Explicada pelo Fator (%)	Variância Acumulada (%)
F1	4,14	34,53	34,53
F2	2,37	19,74	54,28
F3	2,09	17,42	71,69
F4	1,12	9,36	81,05

Fonte: Resultados da pesquisa

De acordo com a Tabela 3, são apresentadas as cargas fatoriais e as comunalidades para os anos analisados neste estudo após a rotação ortogonal varimax. Neste trabalho considerou-se o percentual das cargas fatoriais maior ou igual a 0,55 para a interpretação dos índices mais fortemente relacionados a cada fator. Os valores encontrados para as comunalidades indicam a capacidade explicativa conjunta dos quatros fatores em relação a cada indicador. Conforme a literatura, variáveis com comunalidades inferiores a 0,5 não serão consideradas neste trabalho.

Tabela 3 – Cargas fatoriais e comunalidades nos anos de 2019 a 2022

Indicadores	F1	F2	F3	F4	Comunalidades
X8 - Lucro Operacional (LO)	0,78	0,03	0,33	-0,20	0,77
X9 - Lucro Bruto (LB)	0,91	0,02	0,27	0,03	0,90
X10 - Contas a Receber (CR)	0,88	-0,12	0,28	0,11	0,87
X11 – Disponível (D)	0,80	-0,07	0,26	0,05	0,71
X12 – Fornecedores (F)	0,81	-0,05	0,06	0,14	0,69
X1 - Composição do Endividamento (CE)	0,17	0,72	-0,35	0,44	0,87
X2 - Liquidez Geral (LG)	-0,28	0,59	0,36	0,50	0,81
X5 - Margem Líquida (ML)	-0,13	0,67	0,45	-0,33	0,78
X6 - Retorno sobre do Ativo (ROA)	0,01	0,86	0,26	-0,09	0,81
X3 - Liquidez Corrente (LC)	-0,51	- 0,19	0,78	0,10	0,92
X4 - Liquidez Seca (LS)	-0,48	-0,30	0,78	-0,04	0,93
X7 - Retorno sobre Patrimônio Líquido (ROE)	0,09	0,41	-0,16	-0,69	0,67

Fonte: Resultados da pesquisa.

Assim, é possível notar que o primeiro fator (F1) explica a maior parte da variância total e que ambos os fatores (F1, F2, F3 e F4) explicam de forma satisfatória todas as variáveis. As cargas fatoriais estão destacadas em negrito, demonstrando uma forte correlação entre os fatores e as variáveis. Esse resultado corrobora com o estudo realizado por Campos (2013) sobre o índice de desempenho econômico-financeiro das melhores e piores empresas no Brasil, que aponta o primeiro fator como o que melhor explica o modelo.

Com base nos dados apresentados, é possível notar que o F1 é composto pelos indicadores (LO, LB, CR, D e F). Estes indicadores apresentam as maiores cargas fatoriais e o maior percentual de variância explicada (34,53%). Pode-se observar que as cargas fatoriais têm o mesmo sinal (positivo), o que significa dizer que todos os índices variam no mesmo sentido do fator.

Esses indicadores representam variáveis relacionadas as contas do balanço patrimonial, ou seja, indicam se as empresas têm uma boa capacidade de quitar suas dívidas com fornecedores e se possuem recursos para cumprir de suas obrigações e enfrentar eventuais adversidades. Além do acompanhamento da lucratividade.

O F2 está composto pelos índices (CE, LG, ML e ROA). Este fator possui 19,74% da variância explicada e mostra que as cargas fatoriais possuem o mesmo sinal (positivo). Sendo assim, quando aumenta o índice de estrutura de capital e endividamento ou o índice de rentabilidade, o fator também aumenta e vice-versa.

Esses índices são representados por variáveis relacionadas ao nível de composição de endividamento e de rentabilidade das empresas. Além disso, demonstram o quanto de ativos estão financiados por terceiros e o retorno dos investimentos.

Em relação ao F3, composto pelos índices (LC e LS), que explica 17,42% da variância total. Os dois índices apresentam cargas fatoriais positivas, o que permite concluir que seus níveis de importância estão na mesma direção. Esses indicadores mostram as variáveis que estão relacionadas ao nível de liquidez das empresas, ou seja, verificam se as empresas possuem um fluxo de recursos para pagamento de suas dívidas e manter suas atividades.

Por fim, o F4, constituído pelo índice ROE, que explica 9,36% da variância total. Este indicador apresenta a rentabilidade do patrimônio líquido da empresa.

A análise fatorial foi utilizada como uma técnica meio para identificar fatores representativos do desempenho econômico e financeiro de empresas do IAGRO. Com base nos escores fatoriais elabora-se o índice de desempenho econômico-financeiro (IDEF).

3.3 Mensuração do Índice de Desempenho Econômico-Financeiro (IDEF)

Com base nos resultados da análise fatorial, foi possível calcular o índice de hierarquização (IH) construído a partir do IDEF das empresas. Assim, foi criado um indicador que se refere a um número-índice que mede o desempenho das empresas em relação aos indicadores analisados.

Na Tabela 4 pode-se observar os fatores e os índices de desempenho das empresas. Observando os resultados, verifica-se que a primeira empresa ranqueada JBS, do setor de

carnes e derivados, obteve o maior índice de desempenho econômico-financeiro. Além de apresentar o maior valor no fator F1 em relação aos outros. Isso indica que esta empresa tem o melhor desempenho econômico, sobretudo, na sua produção e gestão, o que resulta em lucratividade.

A JBS é líder no ranking de proteína animal e maior empresa brasileira privada em faturamento, ela comemora 70 anos em 2023, com 270 mil funcionários em mais de 20 países e 400 unidades produtivas. Foi considerada pela Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas (FIPE), via Núcleo de Economia Regional e Urbana da Universidade de São Paulo (Nereus), uma das empresas de maior impacto socioeconômico no país. Em 2022, anunciou a criação de seu Biotech Innovation Center, um investimento de R\$ 300 milhões em Florianópolis (Forbes Agro100, 2024).

Logo, o desempenho da empresa AMBEV do setor de bebidas e refrigerantes, apresentou o segundo melhor valor do F1 e o segundo melhor resultado do IDEF. O que demonstra um bom desempenho em suas atividades produtivas e econômicas.

Este resultado corrobora com o estudo realizado por Santos *et al.* (2019), na qual, em 2013, esta empresa se destacou entre os cinco melhores índice de desempenho econômico-financeiro (IDEF) por empresa, setor e sede no agronegócio brasileiro. Isso valida a evolução na alocação eficaz de recursos próprios e de terceiros, bem como os retornos superiores obtidos a partir de seus investimentos.

A AMBEV é a sucessora da Brahma e Antarctica, duas das cervejarias mais antigas do Brasil, com forte atuação da produção ao varejo. A empresa é referência em boas práticas e inovação. Uma das iniciativas é o programa 100+ Labs Brasil, que há cinco anos incentiva e premia soluções ligadas à agricultura digital e à sustentabilidade (Forbes Agro100, 2024).

Tabela 4 - Índice de desempenho econômico-financeiro (IDEF) das empresas que compõem o IAGRO, 2019/2022

Número	Empresas	Classificação Setorial	F1	F2	F3	F4	IDEF	IDEF*
1	JBS	Carnes e Derivados	16,96	-1,54	0,01	-1,45	6,09	100,00
2	AMBEV	Cervejas e Refrigerantes	7,16	-1,88	3,78	2,51	3,52	75,48
3	BRASILAGRO	Agricultura	-1,75	3,21	7,16	3,38	2,06	61,57
4	SUZANO	Papel e Celulose	3,92	3,89	-3,57	-0,73	1,68	57,99
5	KLABIN	Papel e Celulose	1,61	5,44	-2,98	-0,17	1,36	54,92
6	GRUPO MATEUS	Alimentos	-0,77	3,30	5,16	-2,61	1,11	52,48
7	COSAN	Gás e Biocombustíveis	1,59	1,83	-2,08	0,99	0,83	49,82
8	BOA SAFRA	Agricultura	-2,31	0,19	5,47	1,64	0,48	46,48
9	MARFRIG	Carnes e Derivados	1,62	-2,23	-3,51	5,60	0,30	44,81
10	ARMAC	Máquinas e Equipamentos	-2,03	4,59	-2,59	1,44	0,05	42,41
11	M. DIAS BRANCO	Alimentos Diversos	-1,35	0,97	3,19	-2,17	-0,02	41,78
12	JALLES MACHADO	Açúcar e Alcool	-1,79	3,40	-1,92	1,27	-0,04	41,53
13	SÃO MARTINHO	Açúcar e Alcool	-1,75	2,61	-2,30	2,45	-0,11	40,91
14	CARREFOUR BRASIL	Alimentos	3,01	-4,57	1,83	-3,42	-0,13	40,68
15	RUMO S.A	Transporte Ferroviário	-0,17	2,80	-3,12	-1,39	-0,22	39,84
16	RANDON PART	Material Rodoviário	-1,06	-0,16	0,64	0,06	-0,32	38,88
17	IRANI	Embalagens	-2,14	2,30	-1,04	0,05	-0,47	37,42
18	CAMIL	Alimentos Diversos	-1,66	0,26	1,36	-1,25	-0,52	36,93
19	KEPLER WEBER	Máquinas e Equipamentos	-2,60	-4,02	6,80	0,68	-0,57	36,51
20	DEXCO	Madeira	-1,36	-0,84	0,38	0,20	-0,63	35,87
21	RAIZEN	Exploração, Refino e Distribuição	1,22	-3,67	-0,81	-1,09	-0,76	34,67
22	VAMOS	Aluguel de carros	-2,02	1,04	-3,04	1,50	-0,90	33,37
23	MINERVA	Carnes e Derivados	-0,61	-1,15	-3,00	1,16	-0,93	33,06
24	AREZZO	Tecidos. Vestuário e Calçados	-2,29	-2,78	4,16	-1,35	-0,99	32,52
25	SLC AGRICOLA	Agricultura	-1,82	-2,00	0,08	1,05	-1,02	32,17
26	3 TENTOS	Agricultura	-2,28	-4,26	4,06	-0,67	-1,26	29,92
27	TUPY	Material Rodoviário	-1,71	-0,98	0,21	-2,59	-1,29	29,58
28	HIDROVIAS	Transporte Hidroviário	-2,09	4,05	-4,63	-4,34	-1,44	28,20
29	ASSAI	Alimentos	-0,02	-4,85	-2,19	1,13	-1,45	28,08

30	RECRUSUL	Material Rodoviário	-3,51	-4,96	-7,52	-1,90	-4,40	0,00
----	----------	---------------------	-------	-------	-------	-------	-------	------

Fonte: Resultados da pesquisa.

É interessante resultar que a empresa BRASILAGRO do setor de agricultura obteve o terceiro melhor resultado do IDEF com valor maior no F3. Tal fato deve-se ao nível de liquidez da empresa.

A empresa cita, atua na produção agropecuária e no mercado de compra e venda de propriedades rurais, possui operações em seis estados brasileiros, no Paraguai e na Bolívia. A companhia registrou um lucro líquido de R\$ 30 milhões no balanço do primeiro trimestre desta safra 2023/24. Segundo o relatório divulgado pela companhia, praticamente toda a receita líquida foi gerada pela divisão operacional, que inclui a produção agrícola. No total, o valor chegou em R\$ 271,8 milhões (Paim, 2023).

No setor de papel e celulose, as empresas SUZANO e KLABIN obtiveram um quarto e quinto melhor desempenho no IDEF, sendo que os fatores F1 e F2 tiveram valores positivos e superiores aos outros. Significa a dizer que as empresas cumprem suas obrigações e apresentam resultados satisfatórios.

Isso evidencia o crescimento da empresa, conforme apontado pelo estudo conduzido por Santos *et al.* (2019). Em 2015, a empresa figurava entre os cinco piores índice de desempenho econômico-financeiro (IDEF) por empresa, setor e sede no agronegócio brasileiro. Isso demonstra a habilidade na alocação dos recursos financeiros, resultando em altos rendimentos dos capitais próprios e investidos por terceiros.

Além disso, a KLABIN é a mais antiga fábrica de papel do país. Teve seu capital aberto em 1979 e em 1998 foi a primeira empresa brasileira a certificar o manejo florestal e de papel no Hemisfério Sul. A companhia produz 3,1 milhões de toneladas de papéis e 1,6 milhão de toneladas de celulose para o mercado, em uma área de 719 mil hectares, sendo que 42% do total são áreas de conservação. São 356 mil hectares de áreas produtivas. Ela planta, em média, 90 árvores por minuto (Forbes Agro100, 2024).

Já a SUZANO é a maior produtora de celulose do mundo, registrou o melhor ano de sua história, com geração de caixa expressivo. A receita líquida avançou para R\$ 49,8 bilhões, enquanto o lucro líquido chegou a R\$ 23,4 bilhões. Além do forte desempenho operacional e financeiro, a empresa teve conquistas importantes na área ambiental, que tornaram ainda mais competitiva sua base florestal – em 2023, estão previstos investimentos de R\$ 18,5 bilhões no setor (Forbes Agro100, 2024).

Por fim, o desempenho da empresa do GRUPO MATEUS do setor de alimentos, apresentou o melhor valor em F3 e o sexto melhor resultado do IDEF. O que demonstra um bom desempenho no seu fluxo de recursos para pagamento de suas dívidas e manutenção das atividades.

O lucro líquido do grupo cresceu 25% no quarto trimestre, para R\$ 388 milhões. Se desconsiderados ganhos não recorrentes de créditos fiscais, especialmente relevantes no quarto trimestre de 2022, o lucro ajustado saltou 61%, para R\$ 332 milhões. No ano de 2023, a última linha do balanço chegou a R\$ 1,2 bilhão, 20% mais do que em 2022. De outubro a dezembro, além do lucro 25% maior, a receita cresceu 24%, para R\$ 7,54 bilhões. O objetivo principal foi consolidar duas vertentes de melhoria: rentabilidade e capital de giro. Além disso, o crescimento também se deve à expansão da empresa para mais Estados do Nordeste (Brandão, 2024).

Destaca-se também que a empresa RECRUSUL, que atua no ramo de material rodoviário, teve o menor IDEF, seguido por diversas outras instituições que tiveram índices com valores semelhantes ou negativos. Além disso com fatores que variam positiva e negativamente. Assim, as empresas devem considerar a importância de planejar a estrutura organizacional e operacional, a fim de obter o melhor retorno possível. Sendo assim cabe manter um acompanhamento dos indicadores econômicos e financeiros.

A RECRUSUL é uma empresa de material automotivo e rodoviário fundada em 31 de maio de 1954. A companhia é dedicada ao setor industrial, sendo especializada na produção de implementos rodoviários e tratores. No ano de 2022, a empresa perdeu 81,6% dos ativos na bolsa (Forbes, 2022). Para minimizar o risco de que suas ações preferenciais sejam negociadas abaixo de R\$ 1, o que não é permitido pela B3, elas foram negociadas agrupadas. Esse grupamento não gerará alteração da participação proporcional dos acionistas no capital social da companhia, garante a empresa (Recrusul, 2023).

4 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Em linhas gerais, o setor do agronegócio é importante para o mercado brasileiro uma vez que abrange empresas atuantes na B3 que geram emprego e renda para economia. Além disso, é fundamental avaliar a situação econômico-financeira das instituições financeiras e comparar seus indicadores para tomada de decisões, seja para gestores, investidores e fornecedores.

Os resultados obtidos nesta pesquisa a partir do IDEF demonstram a hierarquização e identificação das empresas que têm melhor desempenho financeiro e econômico. A análise do índice indicou que a empresa JBS, do setor de carnes e derivados, obteve o maior índice de desempenho econômico-financeiro, demonstrando gestão financeira e econômica. Já a empresa RECRUSUL, do setor de material rodoviário, apresentou um nível de liquidez baixo, contribuindo para o pior desempenho da amostra.

Assim, constata-se que os indicadores econômicos e financeiros mais relevantes para avaliar o desempenho das empresas que fazem parte do IAGRO na B3 foram: lucro operacional, lucro bruto, contas a receber, disponível e fornecedores, ou seja, índices que mensuram e influenciam a rentabilidade dos recursos próprios e de terceiros e o ciclo operacional e financeiro do negócio.

Para aprimorar o desempenho das empresas, é possível adotar políticas públicas que visem implementar sistemas mais sofisticados de produção e gestão. Esses sistemas têm o propósito de elevar a eficiência operacional e reduzir custos dentro dos segmentos. Além disso, é fundamental investir em mecanismos de monitoramento e gestão de riscos financeiros, de modo a identificar e mitigar potenciais fragilidades nas empresas, garantindo assim sua estabilidade financeira em longo prazo.

Nessa perspectiva, sugerem-se estudos futuros que incluam novas variáveis e empresas no modelo ressaltando diferentes períodos de análise e instabilidades econômicas, sociais e ambientais que influenciam no desempenho da agropecuária.

REFERÊNCIAS

ASSAF NETO, A. **Estrutura e análise de balanços: um enfoque econômico-financeiro**. 4. ed. São Paulo: Atlas, 1998.

B3 LANÇA PRIMEIRO ÍNDICE DE EMPRESAS DO AGRONEGÓCIO. B3 (Brasil, Bolsa, Balcão). 2022. Disponível em: https://www.b3.com.br/pt_br/noticias/indice-agro.htm. Acesso em: 6 nov. 2023.

BRANDÃO, R. **Lucro do grupo Mateus cresce 25% no 4º tri e bate estimativas**. 2024. Disponível em: <https://exame.com/insight/lucro-do-grupo-mateus-cresce-25-no-4o-tri-e-bate-estimativas/p>. Acesso em: 9 fev. 2024.

CAMPOS, K. C. Índice de desempenho econômico-financeiro: melhores e piores empresas no Brasil. **Revista de Administração da UEG**, v. 4, p. 28-47, 2013. Disponível em: https://www.revista.ueg.br/index.php/revista_administracao/article/view/1471. Acesso em: 23 jan. 2024.

CAMPOS, K. C. **Produção localizada e inovação: o arranjo produtivo local de fruticultura irrigada na Microrregião do Baixo Jaguaribe no Estado do Ceará.** Viçosa – MG: UFV, 2008. 181p. (Tese de Doutorado). Disponível em: <https://bibliotecasemiarios.ufv.br/handle/123456789/2471>. Acesso em: 10 jan. 2024.

CORRAR, L. J., PAULO, E.; DIAS FILHO, J. M. (Coords.) **Análise multivariada para os cursos de administração, ciências contábeis e economia.** São Paulo: Atlas, 2014.

FÁVERO, L. P.; BELFIORE, P.; SILVA, F. L. da; CHAN, B. L. **Análise de dados: modelagem multivariada para tomada de decisões.** São Paulo: Campus, 2009.

FLACH, L.; CASTRO, J. K.; MATTOS, L. K. Avaliação de desempenho financeiro de empresas brasileiras de energia a partir da análise fatorial e árvore de decisão. **Revista Eletrônica de Estratégia & Negócios**, Florianópolis, v. 10, n. 1, p. 201-225, jan./abr. 2017. DOI: <https://doi.org/10.19177/reen.v10e12017201-225>. Disponível em: <https://portaldeperiodicos.animaeducacao.com.br/index.php/EeN/article/view/5102>. Acesso em: 16 jan. 2024.

FORBES AGRO100. **Forbes Agro100 2023: O ano das maiores empresas do agronegócio brasileiro.2024.** Disponível em: <https://forbes.com.br/forbesagro/2024/01/agro-100/>. Acesso em: 16. jan. 2024.

GITMAN, L. J. **Princípios de administração financeira.** 3.ed. São Paulo: Harbra, 1987.

GITMAN, L. J. **Princípios de administração financeira.** 12. ed. São Paulo: Pearson Prentice Hall, 2010.

GIRIOLI, L. S. **Análise do uso de medidas de desempenho de empresas, presente nas pesquisas em contabilidade no Brasil.** 2010. 114 f. Dissertação (Mestrado em Controladoria e Contabilidade), Programa de Pós-Graduação em Ciências Contábeis, Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto, Universidade de São Paulo, Ribeirão Preto, 2010.

GURJÃO, N. O.; ALBUQUERQUE, W. M. ; CAMPOS, K. C. Análise de índice de desempenho financeiro e econômico de empresas de alimentos e bebidas no Brasil. **Revista de Administração da UEG**, v. 10, p. 25-48, 2019. Disponível em: https://www.revista.ueg.br/index.php/revista_administracao/article/view/9485. Acesso em: 22 jan. 2024.

HAIR JR., J. F.; ANDERSON, R. E.; TATHAM, R. L.; BLACK, W. C. **Análise multivariada de dados.** 5. ed. Porto Alegre: Bookman, 2005. 583p.

HIBRAILDO, J. de A. J. **Construindo uma carteira de investimentos do setor agro usando factor investing.** Trabalho de Conclusão de Curso (Graduação em Agronomia) - Universidade Federal Rural do Semiárido. 2022. Disponível em: <https://repositorio.ufersa.edu.br/items/25adcf51-ad9e-4bca-9835-d9bd569dc276>. Acesso em: 16. jan. 2024.

KAISER, H. F. An index of factorial simplicity. **Psychometrika**, v. 39, n. 1, mar. 1974.

MINISTÉRIO DA AGRICULTURA E PECUÁRIA (MAPA). **Exportações do agronegócio fecham 2023 com US\$ 166,55 bilhões em vendas.** 2023. Disponível em: <https://agenciagov.ebc.com.br/noticias/202401/exportacoes-do-agronegocio-fecham-2023-com-us-166-55-bilhoes-em-vendas>. Acesso em: 16. jan. 2024.

MATARAZZO, D. C. **Análise financeira de balanços:** abordagem gerencial. 7. ed. São Paulo: Atlas, 2010.

MINGOTI, S. A. **Análise de dados através de métodos de estatística multivariada:** uma abordagem aplicada. Belo Horizonte: UFMG, 2005.

PAIM, C. **Brasil Agro (AGRO3) confirma data de pagamento de dividendos de R\$ 320 milhões.** 2023. Disponível em: <https://www.suno.com.br/noticias/brasilagro-agro3-dividendos-em-novembro-milhoes-cpf/>. Acesso em: 9 fev. 2024.

RECRUSUL (RCSL3) aprova grupamento das ações. **Finance News**, 2023. Disponível em: <https://financenews.com.br/2023/06/recrusul-rcl3-aprova-grupamento-das-acoes/>. Acesso em: 9 fev. 2024.

SANTOS, E. R. de S.; CAMPOS, K. C.; CAMPOS, R. T.; FEITOSA, J. V. Cálculo e análise de índice de desempenho econômico e financeiro de empresas agroindustriais no Brasil. **Revista de Administração da UEG**, Goiânia, v. 10, n. 1, p. 67-87, 2019. Disponível em: https://www.revista.ueg.br/index.php/revista_administracao/article/view/8359. Acesso em: 22 jan. 2024.

ZIMMER, D. L.; BILIBIO, J. P.; MICHELS, A. Indicadores de desempenho econômico-financeiro nas empresas do agronegócio listadas na B3 S.A. **Custos e Agronegócio On Line**, v. 15, p. 405-438, 2019. Disponível em: <http://www.custoseagronegocioonline.com.br/numero2v15/OK%2018%20indices.pdf>. Acesso em: 16. jan. 2024.



AVALIAÇÃO FINANCEIRA DO MANEJO FLORESTAL SUSTENTÁVEL DA CAATINGA NO MUNICÍPIO DE CARIDADE, CEARÁ

Adriano Sales Coelho

Engenheiro Florestal. Mestrando em Economia Rural pela Universidade Federal do Ceará

Robério Telmo Campos

Engenheiro Agrônomo. Doutor em Economia pela Universidade Federal de Pernambuco (UFPE). Professor Titular do Departamento de Economia Agrícola da (UFC)

RESUMO

Palavras-chave:

Manejo Florestal

Valor presente líquido

Taxa interna de retorno

Payback.

Objetiva-se efetuar a avaliação financeira de uma experiência de manejo florestal da mata nativa por meio de plano de manejo como atividade econômica produtiva em propriedades rurais, visando quantificar o potencial volumétrico da vegetação lenhosa em seus diversos sortimentos e fortalecer o manejo florestal sustentável como alternativa de desenvolvimento rural local. A base de dados utilizada para a pesquisa é composta por dados primários coletados na propriedade através de um levantamento amostral qualitativo e quantitativo da vegetação por meio de um inventário florestal que serviu de subsídio para o plano de manejo florestal da fazenda. Foram obtidas medidas do diâmetro à altura do peito (DAP), obtido a 1,30 m do solo medidos diretamente no tronco das árvores e altura total (Ht). Além da identificação botânica, posteriormente foi calculado o potencial volumétrico lenhoso da vegetação. O estudo também utiliza premissas econômicas de receitas e custos obtidas a partir de pesquisas de mercado locais, para avaliação do projeto através dos seguintes indicadores de rentabilidade: Valor presente líquido (VPL), Taxa interna de retorno (TIR) e Tempo de Retorno do Capital (TRC) ou *Payback*. A análise volumétrica de material lenhoso mostrou que a propriedade possui grande potencial para atividade de manejo florestal em seus 1.888 hectares de área manejável. Quanto à análise financeira, o projeto se mostrou extremamente viável uma vez que todos os indicadores foram favoráveis.

FINANCIAL ASSESSMENT OF SUSTAINABLE CAATINGA FOREST MANAGEMENT IN THE MUNICIPALITY OF CARIDADE, CEARÁ

ABSTRACT

Keywords:

Forest management

Net present value

Internal rate of return

Payback.

The objective of this study is to perform a financial evaluation of a forest management experience of native forests through a management plan as a productive economic activity on rural properties, aiming to quantify the volumetric potential of woody vegetation in its various assortments and to strengthen sustainable forest management as an alternative for local rural development. The database used for the research is composed of primary data collected on the property through a qualitative and quantitative sampling survey of the vegetation through a forest inventory that served as a subsidy for the farm's forest management plan. Measurements of the diameter at breast height (DBH), obtained at 1.30 m from the ground measured directly on the tree trunk, and total height (Ht) were obtained. In addition to botanical identification, the woody volumetric potential of the vegetation was subsequently calculated. The study also uses economic assumptions of revenues and costs obtained from local market research to evaluate the project through the following profitability indicators: Net present value (NPV), Internal rate of return (IRR) and Payback period (CRT) or Payback. The volumetric analysis of woody material showed that the property has great potential for forest management activities in its 1,888 hectares of manageable area. Regarding the financial analysis, the project proved to be extremely viable since all indicators were favorable.

1 INTRODUÇÃO

Segundo Cunha (2013) o produtor rural, tem papel protagonista na vida diária da população como forma de promover opções de sociabilidade econômica e ecológica e, conseqüentemente, gerar desenvolvimento local.

Porém, Cunha (2013) acrescenta que grande parte das dificuldades que o produtor enfrenta se insere em um sistema de produção voltado para uma economia competitiva e altamente produtiva, pois esse modelo de produção muitas vezes é visto de forma à parte de um sistema maior que deveria contemplar o meio ambiente e o ser humano, além de suas interações e impactos, no sistema ecológico.

As dificuldades inerentes às políticas de desenvolvimento aplicadas pelo Brasil sobre a economia nordestina, aliadas a questão climática local, tem se tornado cada vez mais difícil à segurança alimentar somente com a utilização das práticas agrícolas atuais. Então, necessita-se melhorar os sistemas de produção adotados como forma de buscar opções viáveis para o desenvolvimento sustentável agrícola local.

Na atualidade há no Estado do Ceará grande demanda por produtos de origem florestal, sendo o setor energético o grande demandante de parte deste mercado. Segundo

Ndagijimana (2015), o consumo de produtos florestais em 2012 no Ceará, nos setores industrial e comercial, foi estimado em 5.760.000 st (estéreis).

Tal constatação desperta a oportunidade de se agregar aos sistemas de produções agrosilvopastoris existentes, atividades florestais de grande potencial econômico, em propriedades que disponham dos meios de produção necessários para viabilizar projetos de manejos florestais.

Cabe, nesta ocasião, prestar esclarecimentos. Não é qualquer propriedade rural que possui potencial para projetos de tal natureza, pois são necessários alguns atributos, como a existência no local do próprio recurso florestal, assim como área disponível suficiente para o projeto; uma vez que o plano de manejo florestal (PMF) é normalmente de longo prazo, realizado legalmente num ciclo de 15 (quinze) anos, há, portanto, a necessidade de áreas relativamente extensas para se tornar economicamente viável.

O Nordeste do Brasil, em razão da diversidade ambiental do bioma predominante caracterizado pela Caatinga, há a necessidade de uma atenção especial quanto à dinâmica de uso e ocupação do solo, à produção agropecuária e seus possíveis impactos ambientais. Diante desse quadro de preocupação, mostra-se a necessidade da utilização sustentável dos recursos florestais e com a diversificação das atividades produtivas para consolidar a sustentabilidade dos sistemas produtivos.

Observa-se que os recursos florestais não são considerados nos atuais modelos de planejamento das áreas ocupadas com projetos produtivos. Mas, de acordo com Carvalho (2000), esses recursos são, geralmente, os primeiros a serem explorados pelos produtores rurais, como subprodutos ou atividade complementar, assumindo significativa importância no contexto econômico e social dos sistemas de produção.

Acrescenta-se que, na grande maioria das propriedades rurais, de alguma forma, os recursos florestais são explorados tanto para uso próprio como para lenha, estacas, mourões; assim como para a manutenção e gestão das atividades diárias e, muitas vezes, para a comercialização.

Diante do exposto, a proposta de análise deste trabalho se pauta nas seguintes questões: A técnica de manejo florestal sustentável da caatinga, colocada como atividade produtiva complementar em sistemas de produção agrícolas pode se tornar em opção socioeconômica da propriedade rural nordestina? Esse manejo florestal tem potencial para suprir a demanda local ou regional existente em relação aos recursos florestais? Qual o conhecimento do potencial produtivo das áreas de manejo florestal? Como as observações

deste estudo poderão contribuir na melhoria dos resultados econômicos, sociais e ambientais destas e de outras propriedades?

Com efeito, Cunha (2013) defende que este tipo de estudo é relevante para contribuir com a identificação e discussão de opções produtivas que não só tragam melhoria econômica, mas também se estendam a outras questões como as sociais e as ambientais.

A finalidade da exploração florestal ora proposta é para o abastecimento do mercado local de lenha, estacas, mourões e madeira para serraria, podendo estes produtos ser negociados também na região metropolitana de Fortaleza, Estado do Ceará. Os principais consumidores da lenha ofertada são, além de pequenos empreendimentos como churrasarias, pizzarias e restaurantes, empresas maiores como olarias, frigoríficos e indústrias. Para a produção de estacas, espera-se que o mercado consumidor seja estabelecido por produtores rurais da própria região e empresas de qualquer porte interessadas no produto.

Diante desse contexto, o objetivo principal deste estudo é avaliar economicamente a experiência do manejo florestal da mata nativa por meio de um plano de manejo, como atividade econômica produtiva, implantado na Fazenda São Cristóvão em Caridade-Ceará, buscando legitimar a atividade como alternativa possível na perspectiva de um relacionamento harmônico entre economia e natureza. Especificamente, busca-se quantificar o potencial volumétrico da vegetação lenhosa existente na área de manejo florestal em seus diversos sortimentos; e, efetuar a avaliação privada e financeira do manejo florestal sustentável como alternativa de desenvolvimento rural local, por meio de indicadores de rentabilidade.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

Conforme Pitombeira (2014) com o intuito de facilitar a compreensão, faz-se necessária a explanação sobre a fundamentação teórica utilizada neste estudo. Nessa óptica, o objetivo é esclarecer as temáticas do trabalho proposto, referentes ao desenvolvimento sustentável, manejo florestal, além das bases teóricas dos métodos de avaliação econômica: Valor Presente Líquido (VPL), Taxa Interna de Retorno (TIR) e Tempo de Retorno do Capital (TRC).

2.1 Desenvolvimento sustentável

Como apresentado por Veiga (2005), o conceito de desenvolvimento sustentável foi estabelecido a partir da Agenda 21, documento desenvolvido na Conferência Rio 92 e incorporado em outras agendas mundiais de desenvolvimento e de direitos humanos, porém este conceito ainda se encontra em constante construção.

Segundo Verona (2008) a sustentabilidade é como uma característica multidimensional de um sistema socioambiental. Portanto, para este trabalho acolhe-se a proposta de Pitombeira (2014), em que a sustentabilidade se converte, em um conceito que deve ser analisado de acordo com o contexto social em que está inserida a avaliação e a execução de propostas.

2.2 Manejo florestal

O manejo Florestal é visto aqui como uma atividade de longo prazo, pelo menos de acordo com o número de anos previstos no ciclo de corte. Desta forma, o objetivo desta estratégia é potencializar a participação dos agricultores e, com isso, garantir a continuidade da atividade.

A Associação de Plantas do Nordeste (2015) ressalta a importância do manejo florestal, dentro da propriedade rural, pois há que se considerar que a grande maioria dos produtores rurais pratica a atividade do manejo florestal, geralmente no período da seca, deixando para os meses de chuva os trabalhos voltados para a agricultura e pecuária. Cabe ressaltar que a atividade de manejo florestal pode ser realizada durante todo o ano a depender do tamanho do talhão a ser explorado naquele determinado ano. Porém geralmente nos períodos chuvosos os produtores rurais preferem se dedicar as atividades de agricultura e pecuária justamente pela disponibilidade hídrica; além da exploração florestal se tornar mais difícil em períodos chuvosos devido ao maior volume foliar da vegetação. Sendo assim os produtores rurais, acabam conciliando as três atividades, durante o ano na propriedade.

As evidências coletadas indicam o caráter complementar da atividade florestal na Caatinga. Este papel complementar se destaca, sobretudo nos últimos anos em virtude da queda de produtividade das atividades agrícolas pela longa estiagem que se abateu sobre a região. Assim, a produção florestal passou a garantir uma receita adicional, aos sistemas de produção vigentes, constituindo-se em mais uma das fontes financeiras no meio rural.

Conforme apontado por Gariglio (2015), a implantação de Planos de Manejo Florestais Sustentáveis tem os seguintes aspectos positivos:

1. Alternativa produtiva, sustentável e legalizada, com potencial de geração de emprego e renda, uma vez que há mercado garantido para os produtos florestais. Além disto, a atividade florestal é realizada durante o período de seca, quando as atividades agrícolas estão paralisadas. Neste sentido, o manejo florestal apresenta-se como saída estratégica para garantir o sustento das propriedades envolvidas, complementando as atividades agrícolas já realizadas pelos proprietários rurais.

2. Contribuir para a conservação dos recursos florestais nas propriedades rurais, ao receber visitas anuais de agentes dos órgãos ambientais objetivando a verificação da área explorada e sua avaliação para autorização do próximo talhão. Esse procedimento faz com que as áreas protegidas (Reserva Legal e APP) e as sob manejo florestal sejam respeitadas. Isso não ocorre em grande parte das propriedades, que são raramente monitoradas em função da baixa capacidade de fiscalização ambiental. Assim, os Planos de Manejo têm um papel importante na conservação da biodiversidade.

3. Compromisso em manter a cobertura florestal na área destinada ao manejo por, pelo menos, o período do ciclo de corte. Nas propriedades em que não existe o plano de manejo a tendência é o desaparecimento da cobertura florestal para outros usos econômicos, inclusive a exploração de lenha.

4. Disseminar o manejo florestal reveste-se de um papel fundamental de esclarecimento, junto a outras organizações não governamentais, instituições de assistência técnica rural e sindicatos rurais, sobre a importância do recurso florestal, não só como alternativa para geração de emprego e renda, mas também para a conservação e sustentabilidade socioeconômica e ambiental das propriedades.

2.3 Inventário florestal

O inventário florestal é ferramenta de fundamental importância no conceito de Plano de Manejo, uma vez que, são os resultados deste que norteiam o proprietário e o órgão ambiental estadual com relação às espécies presentes na área de implantação do empreendimento, bem como a volumetria da área a ser manejada.

Os cálculos realizados no processamento do inventário florestal levam em consideração as variáveis que se deseja estudar, no caso deste documento, os dados utilizados foram DAP (diâmetro à altura do peito – 1,30 m), altura das árvores e área basal, entre outras.

Para realização do presente trabalho buscou-se cumprir as leis vigentes e pertinentes tanto no âmbito federal como estadual.

As tipologias florestais encontradas foram determinadas a partir de coleta e observações no campo, associadas com parecer técnico de especialista, presente na equipe de campo e confirmadas por pesquisas bibliográficas de trabalhos que citam e caracterizam a região.

2.4. Métodos de Avaliação de Projetos

Ao avaliar projetos, é fundamental utilizar ferramentas que considerem tanto aspectos financeiros quanto sociais, garantindo uma análise abrangente do impacto gerado. A escolha dos métodos de avaliação depende do objetivo de cada estudo e dos resultados esperados. No presente trabalho, prioriza-se uma abordagem que leve em conta a rentabilidade do empreendimento a partir de indicadores clássicos, como o Valor Presente Líquido (VPL) e a Taxa Interna de Retorno (TIR), permitindo uma visão clara do retorno econômico ao longo do tempo, sem desconsiderar as externalidades e a viabilidade sustentável.

2.4.1 Avaliação privada

A avaliação privada ou financeira de projetos é realizada pela elaboração do fluxo de caixa que possibilita a realização de cálculos dos indicadores de rentabilidade utilizados. Com essa avaliação procura-se saber se o projeto representa uma boa alternativa para os recursos utilizados. Segundo Sales *et al.* (2017) a avaliação pode assumir duas formas: com ou sem financiamento. O primeiro caso, reflete a situação na qual o investidor utiliza essencialmente recursos de terceiros e complementa com recursos próprios para a execução do projeto, enquanto que no segundo caso o projeto tem como fonte de financiamento apenas recursos próprios. De acordo com Buarque (1991), a avaliação financeira identifica o mérito de um programa ou projeto, sob o ponto de vista do investidor privado.

A viabilidade de um projeto sob o ponto de vista da iniciativa privada é determinada por meio da elaboração inicial de um fluxo de caixa, a preços de mercado, contemplando

todos os custos de investimento e de operação (Dalbem; Brandão; Soares, 2010). Por sua vez, os benefícios ou receitas do projeto são também medidos em unidades monetárias, a preços de mercado, e referem-se aos fluxos anuais de tudo que é produzido ou que contribui para obter os objetivos esperados. Enfim, a avaliação financeira mensura a rentabilidade do investimento sob o ponto de vista do investidor, cujo objetivo é maximizar a eficiência do projeto por meio de indicadores de avaliação. Nesta avaliação, consideram-se apenas os custos e benefícios diretos, sem importar se há outras pessoas ou atividades que se beneficiam ou se prejudicam com esse projeto (Sales *et al.*, 2017).

2.4.2 Avaliação social

A Avaliação Social é uma extensão da avaliação financeira, pois, neste caso, procura-se identificar quem recebe os benefícios econômicos do projeto e quem assumem seus custos, sob o ponto de vista da nação como um todo. Inicia-se a análise a partir da avaliação financeira, fazendo-se os ajustes necessários nos custos e benefícios, incluindo além dos diretos, os indiretos e as externalidades. Em seguida, corrigem-se os preços de mercado para transformá-los em preços sombra ou preços de conta e, finalmente, eliminam-se as transferências, contabilizadas pelos impostos, subsídios e serviço da dívida.

Assim, a avaliação econômico-social mede o impacto de um projeto sobre todos os elementos que podem contribuir para o bem-estar, sem incluir a redistribuição de renda e riqueza (caso da avaliação econômica ou de eficiência). Em contraste, avaliação social ou de eficiência e equidade atribui valor segundo a distribuição de renda, ou seja, para os indivíduos que compõem a economia, pois leva em consideração valores diferentes de renda para os beneficiários do projeto, distinguindo-os em ricos e pobres (Campos, 2019).

2.4.3 Indicadores de rentabilidade

a. Valor presente líquido – VPL

Este critério é hoje em dia o parâmetro mais utilizado para medir a efetividade econômica de projetos. Ele é determinado descontando-se os fluxos líquidos de caixa, para o início do período de investimento. O principal problema associado ao uso deste método é a determinação da taxa de juros apropriada para descontar os fluxos de caixa. Evidentemente,

taxas elevadas de juros tendem a reduzir o VPL, enquanto que taxas menores aumentam o VPL, favorecendo a aceitação do projeto (Berger, 1980).

De acordo com Lourenzani e Silva (2003), o VPL consiste na transferência para o instante atual (momento zero) de todas as variações de caixa esperadas, descontadas a uma taxa de juros e somadas algebricamente. Já para Contador (1988), o indicador do Valor Presente Líquido é um critério rigoroso e isento de falhas técnicas. Corresponde à soma algébrica dos valores do fluxo de um projeto, utilizados a taxas adequadas de desconto. Uma alternativa será viável se apresentar um VPL positivo, sendo que a escolha entre as opções viáveis será aquela que apresente maior VPL.

b. Taxa interna de retorno – TIR

A Taxa Interna de Retorno é uma medida popularizada por John Maynard Keynes e recebeu grande atenção por parte dos economistas. Até poucos anos atrás, este critério era considerado tão bom quanto o critério do valor presente líquido. Define-se taxa interna de retorno como aquela taxa de juro que faz com que a somatória dos fluxos de caixa descontados para o início do período seja igual à zero (Berger, 1980).

Para Contador (1988), o método da Taxa Interna de Retorno consiste em obter a taxa de juros que iguala a zero o valor presente líquido de um projeto. O critério adotado diz que um projeto é viável e deve ser considerado como alternativa para execução se a taxa interna de retorno for maior que o custo de oportunidade dos recursos utilizados para a implantação. Quanto maior a taxa interna de retorno, maior a atratividade do projeto.

Segundo Nogueira (1997), a Taxa Interna de Retorno (TIR) é a taxa de juros equivalente, na data presente, a uma série de recebimentos e desembolsos. Já para Lourenzani e Silva (2003), o Tempo de Retorno do Capital (TRC), apresentado em sequência, é um indicador voltado para a medida do tempo necessário para que um projeto recupere o capital investido.

c. Tempo de Retorno do Capital (TRC) ou *Payback*

O Payback mede o tempo necessário para que a somatória das parcelas anuais seja igual ao investimento inicial. Este método é bastante utilizado pelos empresários para determinar a atratividade de um investimento. Considerando que o maior objetivo de um projeto é o lucro e não o tempo de recuperação do capital investido, este método ignora

qualquer ocorrência além do período final em que o capital foi recuperado (Brealey; Myers, 1992). Assim mesmo, ele pode fornecer informações de interesse, principalmente quando o futuro é altamente incerto, e o interesse em recuperar o investimento inicial é o mais rápido possível (Lapponi, 1996).

É obtido calculando-se o número de anos que será necessário para que os fluxos de caixa futuros acumulados igualem ao montante do investimento inicial. Esta alternativa pressupõe inicialmente a definição de um limite de tempo máximo para o retorno do investimento. Após a definição deste prazo é analisado o fluxo de recursos do projeto, comparando o volume necessário de investimento com os resultados a serem alcançados futuramente, verificando o período onde o saldo tornou-se igual à zero. Se este prazo de recuperação for um período aceitável pelos proprietários, então o projeto será efetivado, caso contrário será descartado (Fonseca; Bruni, 2010).

3 METODOLOGIA

A metodologia adotada neste estudo baseia-se em uma abordagem quantitativa, visando proporcionar uma análise robusta dos dados coletados. As etapas metodológicas foram estruturadas de maneira a garantir a confiabilidade e a representatividade dos resultados, empregando técnicas de amostragem específicas e ferramentas estatísticas apropriadas. Cada fase do processo foi detalhadamente planejada, desde a seleção da área de estudo até o tratamento e análise dos dados, assegurando que as variáveis chave fossem devidamente mensuradas e interpretadas em seu contexto técnico e econômico.

3.1 Área de estudo

A área de estudo localiza-se na microrregião de Canindé, mesorregião do Norte Cearense, no Município de Caridade, distrito de Campos Belos. Especificamente, o Município de Caridade situa-se na região de planejamento “Sertão de Canindé” caracterizando-se por (4° 13' 56" S, 39° 11' 33" W) e pertence à microrregião de Canindé (IPECE, 2017).

São Municípios limítrofes ao Norte: Maranguape, Pentecoste e Apuiarés; Sul: Canindé e Aratuba; Leste: Mulungu, Guaramiranga, Pacoti e Palmácia; Oeste: Paramoti.

Possui área territorial de 846,5 km² (IPECE, 2017) e segundo o censo do IBGE em 2010 detinha uma população de 20.020 habitantes.

O acesso à propriedade, objeto de estudo, é efetuado a partir de Fortaleza pela BR-020, percorrendo-se 74 km até o distrito de Campos Belos, seguindo-se mais 7,5 km pela BR-020 e a esquerda mais 4,5 km até a sede da propriedade denominada de Fazenda São Cristóvão.

Atualmente a propriedade possui suas áreas manejáveis totalmente cobertas por vegetação nativa, tendo sofrido alguma ação antrópica em anos anteriores, porém em estado de regeneração avançado e apropriadas à exploração sustentável.

Salienta-se que toda área explorável da fazenda se encontra coberta por vegetação nativa e as Áreas de Preservação Permanente (APP's) estão sendo preservadas e, assim, deverão continuar perpetuamente.

O Plano de Manejo Florestal (PMF), fruto deste estudo, projeta o uso do solo de maneira responsável, ambientalmente correta e economicamente viável. A tabela 1 estabelece o uso do solo sob as condições aqui propostas.

Tabela 1 – Uso e ocupação do solo da Fazenda São Cristóvão, em Caridade - Ceará

Classe de Uso	Uso do Solo	
	Área (ha)	%
Reservatório (Corpos D'água)	20,6	0,77%
Reserva Legal	577,13	21,54%
Área de Preservação Permanente - APP	181,7	6,78%
Área de Ocupação Consolidada	12,06	0,45%
Manejo Florestal	1.888,00	70,46%
Área Total da Propriedade	2.679,49	100%

Fonte: Elaboração própria (2019).

A metodologia proposta de manejo florestal, para este projeto, tem o intuito de avaliar economicamente o uso complementar da atividade florestal como alternativa de atividade produtiva na Fazenda São Cristóvão.

3.2 Fonte de dados

Os dados apresentados nesse estudo são primários. Para realização das análises relacionadas aos volumes de material lenhoso, foi realizado um levantamento amostral qualitativo e quantitativo da vegetação por meio de um inventário florestal que serviu de subsídio para o plano de manejo florestal existente.

A análise dos dados foi realizada para toda a área do projeto de manejo florestal da propriedade, ou seja, todos os 1.888 (mil oitocentos e oitenta e oito) hectares do Plano de Manejo Florestal foram utilizados para o levantamento dos dados volumétricos.

Em relação aos valores estabelecidos para os custos e receitas foram adotados preços praticados no mercado para cada item necessário a elaboração e implementação do plano de manejo voltado à comercialização dos produtos florestais madeireiros.

3.2.1 Dados volumétricos

O levantamento volumétrico foi feito a partir de uma amostragem casual simples, processo que leva em consideração que a área amostrada é homogênea no que diz respeito à variável a ser amostrada, considerando também que todas as unidades amostrais da população têm igual chance de participar da amostra.

Foram obtidas medidas do diâmetro à altura do peito (DAP), obtido a 1,30 m do solo medidos diretamente no tronco das árvores e altura total (Ht), além da identificação botânica de cada indivíduo.

Inicialmente foi realizada a digitalização das fichas de campos e gerado um arquivo base com os dados obtidos a “priori”, onde foi realizado um trabalho de consistência e ajuste para se utilizar os softwares.

Os softwares utilizados para o processamento dos dados foram EXCEL (2010) e o MATA NATIVA 4, este último desenvolvido especificamente para o processamento de dados e geração de relatórios de inventário florestal.

Os dados do inventário foram processados separadamente entre um conjunto de 39 unidades amostrais (parcelas) de 400 m².

A equação utilizada para o cálculo de volume dos indivíduos amostrados no inventário florestal foi obtida a partir de uma relação de equações de volume desenvolvidas pela Fundação Centro Tecnológico de Minas Gerais (CETEC), em 1995, para as diversas formações florestais do Estado de Minas Gerais e outros estados (Soares, 2006).

A equação indicada de volume total com casca, bem como as respectivas medidas de precisão. O modelo utilizado foi o de Schumacher e Hall, desenvolvido em 1933; por ser considerado o mais adequado.

Procurou-se selecionar as equações que melhor representam as formações florestais observadas em campo e utilizou-se uma que determina o volume total com casca. A equação utilizada foi:

$$VT_{cc} = 0,000076 \cdot DAP^{2,016671} \cdot H_t^{0,761177}$$

Onde, VT_{cc} = volume total com casca (m³/ha); DAP = Diâmetro à altura do peito (1,30 m); H_t = altura total (m). Vale ressaltar que os dados referentes ao volume foram calculados em metros cúbicos (m³), contudo, na apresentação dos resultados, o volume é dado em metros estéreos, em função da praticidade, por ser esta a unidade de comercialização da madeira nativa no Estado do Ceará. O fator de conversão utilizado foi de 1 para 3,32, ou seja, cada 3,32 st., representa 1 m³.

3.2.2 Dados financeiros

A avaliação privada e econômica do plano de manejo aqui estudado foi realizada tomando-se por base os preços praticados na região e são apresentados nas Tabelas 2 e 3, que serão utilizados no cálculo das receitas e custos (Tabela 4).

Tabela 2 - Itens e preços de venda utilizados para o cálculo das receitas do PMF.

Itens	Preços
Valor unitário lenha (R\$/st)	20,00
Valor unitário estaca/mourão (R\$/st)	100,00
Valor unitário serraria (R\$/st)	150,00

Fonte: Elaboração própria a partir de pesquisas de mercado (2019).

Tabela 3 - Itens e preços utilizados para o cálculo dos custos do PMF.

Itens	Preços
Corte/baldeio	15,00
Abertura carregadores (m ²)	0,50
Manutenção carregadores (m ²)	0,10
Placas	1.000,00
Plaqueamento	200,00
Projeto	15.000,00
Taxas licenciamento	3.000,00
Taxas anuais de liberação	1.000,00
Vistoria/relatório anual	5.000,00

Fonte: Elaboração própria a partir de pesquisas de mercado (2019).

Quanto aos dados de investimentos previstos, o investimento inicial (Ano 0) somou R\$ 116.449,86. Os custos e receitas anuais previstos são apresentados na Tabela 4.

Tabela 4 – Custos e receitas anuais previstos para o PMF

Ano	Custos Anuais	Receitas Anuais
1	213.328,88	492.007,72
2	218.617,05	479.954,06
3	206.082,54	466.910,58
4	216.512,94	459.583,53
5	185.595,01	446.701,22
6	234.922,97	538.381,45
7	243.229,57	581.991,78
8	227.482,69	559.383,52
9	240.455,75	586.958,14
10	239.891,38	540.789,79
11	231.085,13	554.186,54
12	218.186,23	528.815,11
13	222.266,34	498.703,21
14	221.335,68	541.846,72
15	233.031,46	526.789,61

Fonte: Elaboração própria (2019).

3.3 Método de análise

O método escolhido para avaliação deste estudo foi o da avaliação privada com recursos próprios, denominado por avaliação econômica ou pura de projetos. Portanto, utiliza-se o fluxo de caixa, que é o movimento de entrada (receitas) e saída de recursos (custos, inclusive investimentos) em determinado projeto ou plano, sendo as entradas provenientes das vendas de produtos das atividades, e as saídas são os custos de produção elencados durante os anos.

Para análise da viabilidade econômica do PMF foram utilizados três indicadores de avaliação de projetos: VPL, TIR e o *Payback*.

3.3.1 VPL

O Valor Presente Líquido compara todas as entradas e saídas de dinheiro na data inicial do projeto, descontando todos os valores futuros do fluxo de caixa pela taxa de juros

k que mede o custo de capital (Lapponi, 1996). A expressão geral do VPL do projeto de investimento é dada pela equação:

$$VPL = I + \sum_{t=1}^n \left[\frac{R_t}{(1+k)^t} \right] + \frac{Q}{(1+k)^n}$$

Em que: VPL - valor presente líquido em reais (R\$); I - investimento de capital na época zero, (R\$); R_t – retornos líquidos (receitas – custos) em reais (R\$); n - prazo da análise do projeto ou vida útil, ano; k - taxa de juros, decimal; Q - valor residual do projeto no final do prazo da análise em reais (R\$), e t - tempo, ano.

3.3.2 TIR

A TIR é a taxa de juros que torna o $VPL = 0$. Como a soma de todos os capitais na data inicial do projeto de investimento deve ser igual a zero, impõe-se essa condição na fórmula do VPL do projeto (LAPPONI, 1996). A equação abaixo apresenta a fórmula para cálculo da TIR.

$$VPL = 0 = I + \sum_{t=1}^n \left[\frac{R_t}{(1+TIR)^t} \right] + \frac{Q}{(1+TIR)^n}$$

Em que: TIR - taxa interna de retorno, decimal; VPL - valor presente líquido, R\$; I - investimento de capital na época zero, R\$; R_t – retornos líquidos (receitas – custos), em reais (R\$); t - tempo, anos; n - prazo da análise do projeto ou vida útil, ano, e Q - valor residual do projeto no final do prazo da análise, R\$.

3.3.3 TRC ou *Payback*

O *Payback* é o Tempo de Retorno do Capital e pode ser calculado considerando a renda anual não descontada (CAMPOS, 2019). A equação seguinte apresenta a fórmula para cálculo do TRC:

$$TRC = \frac{C_i}{R_a}$$

Em que; C_i - Investimento inicial em reais (R\$), e R_a - renda anual não descontada em reais (R\$).

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Em função da finalidade do plano de manejo ser de exploração da madeira, a intensidade de corte nos talhões será de 100% (talha-dia), preservando-se apenas as áreas de preservação permanentes que porventura estejam dentro ou delimitando os talhões.

O ciclo de corte será de 15 anos, tempo suficiente para a regeneração da floresta. Neste sentido, o empreendimento foi dividido em 15 talhões que serão cortados anualmente até que no 16º ano a exploração do primeiro talhão seja novamente viabilizada. A infraestrutura necessária para a exploração do plano de manejo é a construção de estradas, carregadores e aceiros (com largura mínima de 3m) que serão construídos quando no primeiro ano do projeto e a manutenção será realizada anualmente.

4.1 Estrutura volumétrica

O uso da madeira será destinado de acordo com a espécie e as classes de diâmetro encontradas, podendo ser para produção de lenha; estacas e mourões e madeira pra serraria, conforme Instrução Normativa MMA nº 1 de 25/06/2009. No caso do presente plano de manejo as únicas espécies que serão destinadas a produção de estacas e mourões são *Bauhinia cheilantha* (Mororó), *Mimosa caesalpiniiifolia* (Sabiá) e a *Mimosa tenuiflora* (Jurema-preta) devido a características morfologias e fisiológicas destas espécies. As espécies que serão destinadas a serraria são *Anadenanthera colubrina* (Angico), *Cordia oncocalyx* (Pau Branco), *Commiphora leptophloeos* (Imburana), *Amburana cearenses* (Cumarú) e *Myracrodruon urundeuva* (Aroeira). A designação quanto ao sortimento para o uso do material lenhoso, se dá de acordo com as classes de diâmetro, sendo que a classe I apresenta DAP de 2 a 5cm confere material para produção de lenha; as classes II e III que apresentam DAP de 5 a 9,99 cm e 10 a 14,99 cm o material é para a produção de estacas e mourões, respectivamente; e a classes IV que apresenta DAP maior ou igual a 15cm o material é para serraria. A Tabela 5 demonstra a estimativa volumétrica a ser explorada e por sortimento para cada espécie.

Tabela 5 - Estimativa volumétrica por espécie.

Nome Científico	Nome Comum	VT (st/ha)				Total
		0 - 5 (Lenha)	5 - 10 (Estaca)	10 - 15 (Mourão)	>=15 (Serraria)	
<i>Aspidosperma pyrifolium</i>	Pereiro	3,498	0	0	0	3,498
<i>Morta</i>	Morta	27,8962	0	0	0	27,8962
<i>Cordia oncocalyx</i>	Pau Branco	23,8742	0	0	12,5456	36,4198
<i>Mimosa caesalpiniiifolia</i>	Sabiá	1,3407	3,5101	4,6746	0	9,5254
<i>Mimosa tenuiflora</i>	Jurema Preta	0,2516	0,7266	2,2191	0	3,1973
<i>Amburana cearensis</i>	Cumarú	2,3721	0	0	10,0763	12,4484
<i>Poincianella pyramidalis</i>	Catingueira	15,7241	0	0		15,7241
<i>Croton blanchetianus</i>	Marmeleiro	11,2638	0	0	0	11,2638
<i>Jatropha mollissima</i>	Pinhão Bravo	0,4436	0	0		0,4436
<i>Combretum leprosum</i>	Mufumbo	3,5564	0	0	0	3,5564
<i>Commiphora leptophloeos</i>	Imburana	1,6273	0	0	11,2305	12,8578
<i>Bauhinia cheilantha</i>	Mororó	1,7846	1,8709	1,6955		5,351
<i>Anadenanthera colubrina</i>	Angico	0,6683	0	0	1,3445	2,0128
<i>Luetzelburgia auriculata</i>	Pau Mocó	0,1005	0	0	0	0,1005
<i>Cochlospermum vitifolium</i>	Pacotê	0,444	0	0	0	0,444
<i>Ximenia americana</i>	Ameixa	0,7082	0	0	0	0,7082
<i>Caesalpinia ferrea</i>	Jucá	0,9419	0	0	0	0,9419
<i>Pseudobombax marginatum</i>	Embiratanha	0,0598	0	0	0	0,0598
<i>Piptadenia stipulacea</i>	Jurema Branca	2,5837	0	0	0	2,5837
<i>Myracrodruon urundeuva</i>	Aroeira	1,2293	0	0	13,1831	14,4124
<i>Manihot pseudoglaucifolia</i>	Maniçoba	0,2585	0	0	0	0,2585
<i>Guapira opposita</i>	João Mole	0,0613	0	0	0	0,0613
<i>Calliandra spinosa</i>	Marizeira	0,1721	0	0	0	0,1721
<i>Cynophalla flexuosa</i>	Feijão Bravo	0,106	0	0	0	0,106
<i>Erythrina velutina</i>	Mulungu	2,1049	0	0	0	2,1049
<i>Ziziphus joazeiro</i>	Juazeiro	1,3678	0	0	0	1,3678
<i>Sapium argutum</i>	Burra Leiteira	0,0705	0	0	0	0,0705
<i>Não Identificada</i>	Não Identificada	0,5593	0	0	0	0,5593
Total		105,0687	6,1076	8,5892	48,38	168,1455
Média		3,7524	0,2181	0,3067	1,9352	6,0052
Desv. Padrão		7,1580	0,7458	1,0003	4,4113	8,9664

Fonte: Elaboração própria (2019).

Nota:

VT (st/ha) lenha = volume a ser explorado com lenha em st por hectare; VT (st/ha) estaca = volume a ser explorado como estaca em st por hectare, VT (st/ha) mourão = volume a ser explorado como estaca em st por hectare, VT (st/ha) serraria = volume a ser explorado como estaca em st por hectare.

Fonte: Elaboração própria (2019).

4.2 Metas de exploração florestal

De acordo com o resultado do inventário florestal, apresentado no decorrer deste estudo, a meta a ser atingida para a produção de lenha é de 198.369 st de estacas e mourões

que somados é de 27.747 st; de madeira para serraria é de 91.341 st; totalizando um volume de 312.957 st. Salienta-se que este volume de estacas dá-se à alta densidade de Sabiá na área objeto deste PMF, como mostrado pelo inventário florestal realizado na área de estudo. O detalhamento dos volumes definidos como meta para a exploração madeireira na área objeto deste estudo é apresentado na Tabela 6 a seguir.

Tabela 6 - Metas estabelecidas para a produção madeireira.

Talhão	Vol(Lenha)	Vol(Estaca)	Vol(Mourão)	Vol(Serraria)	VMT (st)	AMT (ha)
T1	12.921,99	751,1501	1.056,35	5.950,07	20.386,41	122,9861
T2	12.874,54	748,3915	1.052,47	5.928,22	20.311,54	122,5345
T3	12.038,90	699,8164	984,1613	5.543,44	18.993,21	114,5812
T4	12.734,26	740,2374	1.041,01	5.863,63	20.090,24	121,1994
T5	10.673,07	620,421	872,5064	4.914,53	16.838,39	101,5818
T6	13.961,60	811,5819	1.141,34	6.428,77	22.026,55	132,8807
T7	14.515,37	843,7725	1.186,61	6.683,76	22.900,21	138,1512
T8	13.465,58	782,7485	1.100,79	6.200,37	21.244,01	128,1598
T9	14.330,45	833,0231	1.171,49	6.598,61	22.608,47	136,3912
T10	14.292,83	830,836	1.168,42	6.581,28	22.549,11	136,0331
T11	13.705,74	796,7091	1.120,42	6.310,95	21.622,90	130,4455
T12	12.845,82	746,7219	1.050,13	5.914,99	20.266,23	122,2611
T13	13.117,82	762,5336	1.072,36	6.040,24	20.695,37	124,85
T14	13.055,78	758,927	1.067,29	6.011,67	20.597,48	124,2594
T15	13.835,50	804,2517	1.131,03	6.370,70	21.827,61	131,6805
Total	198.369,24	11.531,12	16.216,37	91.341,23	312.957,74	1.888,00

Fonte: Elaboração própria (2019).

Nota: VT(lenha) = volume a ser explorado com lenha em st ; VT(estaca) = volume a ser explorado como estaca em st, VT(Mourão) = volume a ser explorado como estaca em st ; VT(Serraria)= volume a ser explorado como serraria em st ; , AMT= área manejável do talhão e VMT= volume manejável do talhão.

4.3 Cronograma de corte

A exploração florestal será realizada alternadamente nos talhões existentes no PMF, tal escolha se deve ao motivo de não deixar talhões suprimidos um ao lado do outro, evitando-se assim que uma grande área da propriedade fique descoberta de vegetação e ainda pela melhor regeneração natural que há em áreas com vegetação próxima. A Tabela 7 apresenta o cronograma de exploração do plano de manejo.

Tabela 7 – Cronograma de corte.

Ano	Talhão	ATT (ha)	APP (ha)	Carreadores (ha)	Outros (ha)	AMT (ha)	VMT (st)
2021	T7	139,26	0	1,11	0	138,15	22.900,21
2022	T9	140,21	2,69	1,13	0	136,39	22.608,47
2023	T11	140,32	8,05	1,82	0,01	130,45	21.622,90
2024	T1	140,29	15,67	1,25	0,39	122,99	20.386,41
2025	T3	139,79	24,13	1,08	0	114,58	18.993,21
2026	T6	139,22	5,14	1,2	0	132,88	22.026,55
2027	T8	139,61	10,51	0,94	0	128,16	21.244,01
2028	T10	140,89	3,71	1,15	0	136,03	22.549,11
2029	T12	140,79	17,35	1,15	0,02	122,26	20.266,23
2030	T13	140,62	14,53	1,24	0	124,85	20.695,37
2031	T2	140,89	17,23	1,13	0	122,53	20.311,54
2032	T4	139,74	17,46	1,09	0	121,2	20.090,24
2033	T14	139,57	13,42	1,88	0	124,26	20.597,48
2034	T15	140,86	7,18	2	0	131,68	21.827,61
2035	T5	140,21	25,7	1,28	11,65	101,58	16.838,39
Total		2102,28	182,77	19,45	12,06	1888	312.957,74

Fonte: Elaboração própria (2019).

Nota:

Em que: Ano=ano a ser explorado, Talhão=talhão a ser explorado no ano, ATT= área total do talhão, APP=área de preservação permanente nos talhões, Carreadores=área de carreadores no talhão, AMT= área manejável do talhão e VMT= volume manejável do talhão.

4.4 Custos

Os custos relacionados a implantação do plano de manejo florestal foram provenientes de recursos próprios da Empresa Agropecuária São Cristóvão proprietária da Fazenda São Cristóvão. A tabela 8 mostra os custos do PMF durante todo o horizonte de planejamento.

Observa-se que os custos iniciais de implantação do projeto concentrados no ano 0 são de R\$ 116.449,86; estes se dão em função dos custos iniciais como a abertura de aceiros e carreadores, plaqueamento da área e custos com o projeto e taxas. Os custos mantêm uma média de R\$ 223.468,24; com uma variação relativamente baixa de ano a ano. Tal variação se dá basicamente em função do tamanho do talhão a ser explorado.

Nota-se que do segundo ao décimo quinto ano, o maior custo dá-se no ano 7 (R\$ 243.229,58) e o menor no ano 5 (R\$ 185.595,01). Como observado acima, estes valores são diferentes, exclusivamente em função do tamanho da área a ser explorada.

4.5 Receitas

Baseando-se nos itens descritos na Tabela 4, às receitas projetadas para o projeto são detalhadamente apresentadas, por produto, ou sortimento pretendido, conforme a Tabela 9.

Observa-se que os valores das receitas variam em função do volume de madeira explorado, ou seja, assim como os custos, as receitas variam basicamente em função do tamanho do talhão a ser explorado.

Segundo o prognóstico de receitas o maior faturamento acontecerá no ano 9 e o menor no ano 5 correspondendo a R\$ 586.958,14 e R\$ 446.701,22, respectivamente.

4.6 Fluxo de caixa

A Tabela 8 apresenta o fluxo de caixa esperado para o projeto.



Tabela 8 - Custos previstos para o PMF

Custos	ANO 0	ANO 1	ANO 2	ANO 3	ANO 4	ANO 5	ANO 6	ANO 7	ANO 8	ANO 9	ANO 10	ANO 11	ANO 12	ANO 13	ANO 14	ANO 15
Corte/baldeio	0,00	193.829,88	193.118,05	180.583,54	191.013,94	160.096,01	209.423,97	217.730,57	201.983,69	214.956,75	214.392,38	205.586,13	192.687,23	196.767,34	195.836,68	207.532,46
Abertura carreadores (m²)	97.249,86	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Manutenção carreadores (m²)	0,00	19.499,00	19.499,00	19.499,00	19.499,00	19.499,00	19.499,00	19.499,00	19.499,00	19.499,00	19.499,00	19.499,00	19.499,00	19.499,00	19.499,00	19.499,00
Placas	1.000,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Plaqueamento	200	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Projeto	15.000,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Taxas licenciamento	3.000,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Taxas anuais de liberação	0,00	0,00	1.000,00	1.000,00	1.000,00	1.000,00	1.000,00	1.000,00	1.000,00	1.000,00	1.000,00	1.000,00	1.000,00	1.000,00	1.000,00	1.000,00
Vistoria/relatório anual	0,00	0,00	5.000,00	5.000,00	5.000,00	5.000,00	5.000,00	5.000,00	5.000,00	5.000,00	5.000,00	5.000,00	5.000,00	5.000,00	5.000,00	5.000,00
Total dos custos	116.449,86	213.328,88	218.617,05	206.082,54	216.512,94	185.595,01	234.922,97	243.229,57	227.482,69	240.455,75	239.891,38	231.085,13	218.186,23	222.266,34	221.335,68	233.031,46

Fonte: Elaboração própria (2019).

Tabela 9 - Receitas previstas para o PMF

Produto	ANO 0	ANO 1	ANO 2	ANO 3	ANO 4	ANO 5	ANO 6	ANO 7	ANO 8	ANO 9	ANO 10	ANO 11	ANO 12	ANO 13	ANO 14	ANO 15
Lenha	0	258.439,85	257.490,73	240.778,06	254.685,26	213.459,01	279.231,96	290.307,43	269.311,58	286.609,00	285.856,51	274.114,84	256.916,31	262.356,46	261.115,58	276.709,94
Estaca/Mourão	0	75.115,01	74.839,15	69.981,64	74.023,74	62.041,42	81.158,19	126.565,88	165.118,47	175.723,74	175.262,38	168.063,41	157.518,76	76.253,36	160.093,39	80.425,17
Serraria	0	158.452,86	147.624,19	156.150,88	130.874,53	171.200,78	177.991,30	165.118,47	124.953,47	124.625,40	79.670,91	112.008,29	114.380,04	160.093,39	120.637,76	169.654,50
Total Geral	0	492.007,72	479.954,06	466.910,58	459.583,53	446.701,22	538.381,45	581.991,78	559.383,52	586.958,14	540.789,79	554.186,54	528.815,11	498.703,21	541.846,72	526.789,61

Fonte: Elaboração própria (2019).

Tabela 10 – Fluxo de caixa previsto para o PMF

	ANO 0	ANO 1	ANO 2	ANO 3	ANO 4	ANO 5	ANO 6	ANO 7	ANO 8	ANO 9	ANO 10	ANO 11	ANO 12	ANO 13	ANO 14	ANO 15
Receitas	0,00	492.007,72	479.954,06	466.910,58	459.583,53	446.701,22	538.381,45	581.991,78	559.383,52	586.958,14	540.789,79	554.186,54	528.815,11	498.703,21	541.846,72	526.789,61
Custos	116.449,86	213.328,89	218.617,05	206.082,55	216.512,95	185.593,26	234.922,98	243.229,58	227.482,69	240.455,75	239.891,38	231.085,13	218.186,23	222.266,35	221.335,69	233.031,46
Fluxo de caixa	-116.449,86	278.678,83	261.337,01	260.828,03	243.070,58	261.107,96	303.458,48	338.762,20	331.900,83	346.502,39	300.898,41	323.101,41	310.628,88	276.436,86	320.511,04	293.758,15

Fonte: Elaboração própria (2019).



4.7 Análise econômica

Procedendo-se a análise de viabilidade econômica por meio da comparação ano a ano dos custos e receitas previstos para o projeto, observa-se que os valores de receitas, excetuando o “ano 0”, são sempre maiores do que os de despesas, o que torna o projeto viável do ponto de vista privado-econômico. Para esta avaliação foram analisados o VPL, a TIR e o Payback do projeto, sendo usada para os cálculos uma taxa de desconto de 10% ao ano, que representa o custo de oportunidade ou o “valor do capital” caso esse recurso não fosse usado no projeto em questão com um investimento inicial de R\$ 116.449,86, referente a implantação do PMF. A tabela 11 a seguir apresenta os valores presentes encontrados durante o horizonte de planejamento do PMF.

Tabela 11 – Fluxo de caixa e valores presentes para o PMF

Ano	Fluxo Caixa	Valor Presente	VP Acumulado
0	-116.449,86	-116.449,86	-116.449,86
1	278.678,83	253.344,39	136.894,53
2	261.337,01	215.981,00	352.875,53
3	260.828,03	195.963,96	548.839,49
4	243.070,58	166.020,48	714.859,97
5	261.107,96	162.127,50	876.987,47
6	303.458,48	171.294,40	1.048.281,87
7	338.762,20	173.838,58	1.222.120,44
8	331.900,83	154.834,19	1.376.954,63
9	346.502,39	146.950,84	1.523.905,47
10	300.898,41	116.009,36	1.639.914,83
11	323.101,41	113.245,07	1.753.159,90
12	310.628,88	98.975,93	1.852.135,83
13	276.436,86	80.073,91	1.932.209,75
14	320.511,04	84.400,57	2.016.610,32
15	293.758,15	70.323,37	2.086.933,69

Fonte: Elaboração própria (2019).

Procedendo-se a análise de viabilidade econômica por meio da comparação ano a ano dos custos e receitas previstos para o projeto, observa-se que os valores de receitas, excetuando o “ano 0”, são sempre maiores do que os de despesas, o que torna o projeto viável do ponto de vista privado-econômico. Para esta avaliação foram analisados o VPL, a TIR e o Payback do projeto, sendo usada para os cálculos uma taxa de desconto de 10% ao ano, que representa o custo de oportunidade ou o “valor do capital” caso esse recurso não fosse usado no projeto em questão com um investimento inicial de R\$ 116.449,86, referente

a implantação do PMF. A tabela 12 a seguir apresenta os valores presentes encontrados durante o horizonte de planejamento do PMF.

A partir dos dados apresentados na Tabela 11 foram calculados o VPL, TIR e Payback para o projeto do PMF da Fazenda São Cristóvão, sendo esses resultados apresentados na Tabela 12

Tabela 12 - VPL, TIR e Payback para o PMF

Soma VPs (1 a 15)	2.203.383,55
VPL do Projeto	2.086.933,69
TIR	235%
Payback	0,46

Fonte: Elaboração própria (2020).

5 CONCLUSÕES

Dadas as características edafoclimáticas da região onde se encontra localizado o Plano de Manejo Florestal, nota-se que a região não tem perfil ótimo para a exploração de culturas tradicionais. Neste sentido, e aproveitando a adaptação natural da vegetação arbórea e arbustiva nativa, percebe-se que a exploração sustentável destes recursos traz uma excelente oportunidade de negócio, sobretudo quando se soma a isso, a crescente demanda por produtos oriundos de recursos naturais renováveis.

Tecnicamente, a madeira proveniente destas áreas tem boa aceitação no mercado de lenha (biomassa para energia) e de estacas, o que facilita a comercialização da produção, adicionando-se ao potencial do setor moveleiro, em crescimento no Estado, o que abriria as portas para a comercialização de sortimentos de serraria.

Ambientalmente, ressalta-se que o plano de manejo, fazendo uso de técnicas mitigadoras de impactos ambientais, tem impacto ambiental reduzido em comparação a outras formas de uso do solo, como a implantação de indústrias ou a implantação de culturas anuais, por exemplo, onde não há espaço para regeneração da vegetação nativa. Tal fato se dá em função da baixa pressão exercida sobre o solo e ao tempo dado à regeneração da floresta após a exploração de cada talhão (15 anos).

Dadas às considerações a respeito da implementação do PMF na área, soma-se ainda o fato de que a atividade na fazenda é altamente recomendada por dar maior segurança ao

proprietário rural, gerando aumento de sua renda, gerando empregos e mantendo o trabalhador rural no campo.

O Plano de Manejo Florestal apresenta-se como viável economicamente, mesmo considerando-se uma taxa de juros k , que mede o custo de oportunidade do capital do proprietário da Fazenda São Cristóvão, em Caridade-Ceará, de 10% ao ano, tendo em vista que: o $VPL > 0$, indicando que o Plano deve ser aceito, pois foi de R\$2.086.933,69; a TIR foi de 235%, sendo muito maior do que o custo de oportunidade do capital (10% ao ano); por fim, o Payback ou o tempo de retorno do capital, mostra que em 0,46 ano (menos de 6 meses) há o retorno do investimento, isso porque em nenhum dos anos a saldo negativo e no final do primeiro ano a receita já cobre os custos.

Cabe salientar que nesse modelo de exploração aqui apresentado, correspondente ao Plano de Manejo Florestal analisado, não há a necessidade de “esperar” o crescimento da vegetação para o processo de exploração, pois se trata de um sistema de manejo em que a vegetação já se encontra em “ponto de corte”, daí a justificativa dos bons resultados de receitas durante os anos iniciais.

REFERÊNCIAS

BERGER, R. **Análise benefício-custo: instrumento de auxílio para tomada de decisões na empresa florestal**. [S.]: IPEF: Filosofia de trabalho de uma elite e empresas florestais brasileiras. Março, 1980. (Circular Técnica n 97).

BREALEY, R.A. ; MYERS, S. C. **Princípios de finanças empresariais**.- 3. ed. Portugal: McGraw-Hill de Portugal, 1992.

BUARQUE, C. **Avaliação econômica de projetos**: uma apresentação didática. Rio de Janeiro: Campus, 1991. 266p.

CAMPOS, R. T. **Elaboração e avaliação de projetos rurais**. Notas de aula. Fortaleza, Ceará, 2019.

CARVALHO, A. J. E. de; GARIGLIO, M. A.; CAMPELLO, F. B.; BARCELLOS, N. D. E. **Potencial econômico de recursos florestais em áreas de assentamento do Rio Grande do Norte**. Natal, RN: Ministério do Meio Ambiente , 2000. (Boletim Técnico n. 1).

CONTADOR, C.R. Indicadores para seleção de projetos. In: CONTADOR, C. (Ed.). *Avaliação social de projetos*. 2.ed. São Paulo: Atlas, 1988. p.41-58.

CUNHA, F. E. de O. **Caminhos para socioeconomias alternativas em áreas rurais: elementos de agroecologia e economia solidária no assentamento Santa Rita**, Aratuba-CE / – 2013. 168 p.

DALBEM, M. C.; BRANDÃO, L.; SOARES, T. D. L. V. A. de M. Avaliação econômica de projetos de transporte: melhores práticas e recomendações para o Brasil. **Revista de Administração Pública**, Rio de Janeiro, v. 44, n. 1, p. 87-117, jan./fev. 2010.

FONSECA, Y. D. da; BRUNI, A L. **Técnicas de avaliação de investimentos: uma breve revisão da literatura.** Disponível em: http://www.desenbahia.ba.gov.br/recursos/news/video/%7B1FB86F7F-2888-482AB9AAD9525E1AF7A2%7D_Artigo_05.pdf. Acesso em: 3 fev. 2010.

FUNDAÇÃO CENTRO TECNOLÓGICO DE MINAS GERAIS (CETEC) - **Determinação de equações volumétricas aplicáveis ao manejo sustentado de florestas nativas no Estado de Minas Gerais e outras regiões do País.** Belo Horizonte: Convênio: FAPEMIG/CETEC - dez. 1995.

LAPPONI, J. L. **Avaliação de projetos e investimentos:** modelos em Excel. São Paulo: Lapponi Treinamento e Editora, 1996. 264 p.

LOURENZANI, W. L. ; SILVA, C. A. B. da. **Programas de agroindustrialização para o desenvolvimento rural: riscos e incertezas dos projetos de implantação.** Disponível em: http://ageconsearch.umn.edu/bitstream/43565/2/revista_v5_n1_jan-jun_2003_8.pdf. Acesso em: 28 jan. 2010.

NDAGIJIMANA, C.; PAREYN, F. G. C.; RIEGELHAUPT, E. Uso do solo e desmatamento da caatinga: um estudo de caso na Paraíba e no Ceará – Brasil – 2015. **Estatística Florestal da Caatinga.** v.2, ago. 2015. Recife: Associação Plantas do Nordeste, v.1, 2008

NOGUEIRA, E. Análise de Investimento. *In*: BATALHA, M. O. (Coord.). **Gestão Agroindustrial.** São Paulo: Atlas, 1997. v. 2, p 223-288.

PITOMBEIRA, R. S. de S. **Estudo da sustentabilidade do Assentamento Recreio,** Quixeramobim – CE. 2014. 110 f.

SALES, M. L. de S. *et al.* Avaliação financeira das ações de captação, acumulação e suprimento de água no Estado do Ceará. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 48, n. 4, p. 139-154, 2017.

SOARES, C. P. B., NETO, F. de P.; SOUZA, A. L. **Dendrometria e Inventário Florestal.** Viçosa: Editora UFV, 2006. 276p.

VEIGA, J. E. **Desenvolvimento sustentável:** o desafio do século XXI. Rio de Janeiro: Garamond, 2005.

VERONA, L. A. F. **Avaliação de sustentabilidade em agroecossistemas de base familiar e em transição agroecológica na região sul do Rio Grande do Sul.** 2008. 192f. Tese (Doutorado em Agronomia) – Universidade Federal de Pelotas. Pelotas – RS, 2008.



PERFIL TÉCNICO E ECONÔMICO DOS PRINCIPAIS ESTADOS PRODUTORES DE TRIGO NO BRASIL

Kamille Sousa de Oliveira

Mestranda pelo Programa de Pós-Graduação em Economia Rural (PPGER/UFC)

Kilmer Coelho Campos

Professor Associado IV do Departamento de Economia Agrícola e do Programa de Pós-Graduação em Economia Rural (PPGER) da Universidade Federal do Ceará e Doutor em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Viçosa.

Lattes: <http://lattes.cnpq.br/6206120391191140>

ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-7752-2542>

Francisco José Silva Tabosa

Professor do Programa de Pós-Graduação em Economia Rural (PPGER/UFC) e Doutor em Economia pela Universidade Federal do Ceará (CAEN)

RESUMO

Palavras-chave:

Trigo

Análise fatorial e de *cluster*

Aspectos técnicos e
econômicos

No Brasil, o trigo é a principal cultura de inverno cultivada, sendo produzida principalmente na região Sul do país. Contudo, o país não consegue satisfazer a sua demanda interna, necessitando de importações regulares. Assim, o objetivo deste trabalho foi analisar se a produção de trigo nos principais estados produtores do Brasil é homogênea ou se é possível detectar a presença de diferenças no desempenho técnico e econômico entre produtores. Especificamente, traçar um perfil técnico-econômico dos mesmos, referente à produção, custos totais, preços recebidos pelo produtor, insumos agrícolas, gestão administrativa e máquinas e implementos agrícolas durante o período de 2018 a 2023. Para este estudo, foram consideradas as técnicas de análise multivariada, especificamente as análises fatorial e de agrupamentos. Dessa forma, foram identificados dois grupos distintos de estados homogêneos, com diferentes combinações dos fatores, refletindo graus de desenvolvimento da atividade agrícola. A separação em grupos pode auxiliar a formulação de políticas localizadas de apoio ao setor, visando um melhor cenário do cultivo do trigo nas regiões com limitações produtivas, assim como à melhoria do desenvolvimento do setor tritícola no Brasil.

TECHNICAL AND ECONOMIC PROFILE OF THE MAIN WHEAT PRODUCING STATES IN BRAZIL

ABSTRACT

Keywords:

Wheat

Factor and cluster analysis

Technical and economic aspects

In Brazil, wheat is the main winter crop grown, mainly in the south of the country. However, the country is unable to meet its domestic demand, requiring regular imports. The aim of this study was therefore to analyze whether wheat production in Brazil's main producing states is generally homogeneous or whether it is possible to detect differences in technical and economic performance between these states, by drawing up a technical and economic profile of these states, in terms of production, total costs, prices received by producers, agricultural inputs, administrative management and agricultural machinery and implements, from 2018 to 2023. For this study, multivariate analysis techniques were considered, specifically factor and cluster analysis. In this way, two distinct groups of homogeneous states were identified, with different combinations of factors, reflecting degrees of development in agricultural activity. The separation into groups can help formulate localized policies to support the sector, with a view to improving the scenario for growing wheat in regions with production limitations, as well as improving the development of the wheat sector in Brazil.

1 INTRODUÇÃO

O trigo (espécie *Triticum aestivum* L.) é um dos grãos mais antigos cultivados pelo homem e o segundo grão mais produzido no mundo depois do milho. Apesar de ser a principal safra de inverno produzida no Brasil, a quantidade de trigo cultivada no país não é suficiente para cobrir as necessidades do consumo interno, e, portanto, o fornecimento nacional de grãos de trigo no Brasil depende das importações, proveniente principalmente da Argentina (Souza Filho, 2020).

A produção de trigo em um país de dimensões continentais e contrastes marcantes como o Brasil é influenciada por uma complexa rede de fatores técnico-econômicos que refletem a diversidade ambiental, bem como a dinâmica socioeconômica local e global. Historicamente, o cultivo do trigo se adaptou aos estados do Sul do Brasil, onde o clima mais ameno favorece o seu cultivo. Contudo, a evolução tecnológica e as políticas agrícolas expandiram os seus limites para outras áreas, revelando um cenário de oportunidades e desafios. (CONAB, 2018).

Imediatamente, o problema climático tornou-se um fator dominante. O cereal, sensível às oscilações de temperatura e umidade, encontra condições de cultivo mais favoráveis na região Sul, principalmente no inverno. No entanto, as alterações climáticas estabelecem uma nova realidade onde a precipitação irregular e eventos extremos, como o frio e a seca, afetam a produtividade. Portanto, a pesquisa agrônoma desempenha um papel

fundamental no desenvolvimento de variedades mais resistentes e adaptadas às novas condições climáticas e na promoção de práticas agrícolas sustentáveis que reduzam o impacto ambiental. (Manfron; Lazzarotto; Medeiros, 1993).

Do ponto de vista econômico, a produção de trigo no Brasil está intimamente relacionada às flutuações do mercado internacional. A volatilidade dos preços, influenciada pela oferta e demanda globais, pelas políticas comerciais e pelas taxas de câmbio, afeta diretamente a competitividade do trigo brasileiro. A dependência das importações, especialmente em anos de colheitas fracas, é um desafio adicional para os produtores locais que devem equilibrar os custos de produção com a rentabilidade das culturas (Rezende; Oliveira Neto; Silva, 2018).

Portanto, é necessária uma análise da produção de trigo no Brasil para identificar e solucionar problemas e oportunidades de produção. A compreensão da interação dos fatores técnico-econômicos permite a formulação de estratégias integradas e inovadoras que garantam a viabilidade e a prosperidade da produção de trigo no longo prazo. Investir em pesquisa, infraestrutura, políticas eficazes e práticas sustentáveis é o caminho para fortalecer a produção de trigo no Brasil e garantir sua contribuição significativa para a segurança alimentar e a economia nacional (Akutagawa; Moreira; Silva, 2017).

Neste sentido, as questões centrais que orientam a proposta deste estudo são: quais são os fatores técnicos e econômicos que influenciam no desempenho produtivo do trigo nos estados brasileiros estudados? Existe um grupo de estados predominantes que contribui para um melhor desenvolvimento da produção do trigo?

A principal hipótese é de que o desenvolvimento produtivo de trigo no Brasil é sustentado por um grupo de estados produtores mais intensivos no processo de produção em nível regional por uma combinação de fatores agronômicos, socioeconômicos e geográficos que favorecem essa cultura.

Nesse contexto, o objetivo geral desse estudo foi entender se a produção de trigo nos principais estados produtores é homogênea ou se é possível detectar a presença de diferenças no desempenho técnico e econômico entre os estados produtores durante o período de 2018 a 2023. Especificamente, identificar o perfil técnico e econômico dos produtores de trigo nos estados brasileiros e classificá-los de acordo com semelhanças.

Este estudo está estruturado em cinco capítulos, incluindo a presente introdução. O segundo capítulo trata do referencial teórico sobre a produção de trigo no Brasil e os aspectos tecnológicos e econômicos na produção do cereal no país. O terceiro capítulo traz os procedimentos metodológicos que tratam da análise fatorial e de clusters e da elaboração

de um índice de desempenho técnico-econômico dos estados produtores da amostra. O quarto capítulo apresenta os resultados e a discussão. E por fim, são apresentadas as considerações finais.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

No contexto da produção de trigo no Brasil, é evidente que as transformações tecnológicas e econômicas desempenham um papel crucial no desenvolvimento do setor agrícola. Ao longo das últimas décadas, o aprimoramento de técnicas agrícolas, como o uso de variedades geneticamente adaptadas e a mecanização das lavouras, permitiu um aumento significativo da produtividade, sobretudo nas regiões sulinas. Contudo, a produção nacional ainda enfrenta desafios estruturais e climáticos que dificultam a autossuficiência. O estudo dessas variáveis torna-se essencial para traçar estratégias que promovam o crescimento sustentável do setor, alinhando-se às demandas internas e à competitividade global.

2.1 Produção de trigo no Brasil

O trigo é a principal cultura de inverno do país, porém ele é cultivado em maior escala no Sul e o Brasil não consegue atender à demanda interna, necessitando de importações regulares, especialmente da Argentina. Por esse motivo, estudos vêm sendo desenvolvidos para que a produção nacional de trigo possa suprir as necessidades internas, ou seja, tornando o Brasil autossuficiente no cultivo desse grão. A Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (EMBRAPA) contribuiu para o aumento da produtividade média das lavouras de trigo do país, quintuplicando-a nas últimas décadas. Na colheita de 2022, os rendimentos variaram entre 3 mil kg por hectare (sequeiro) e 10 mil kg por hectare em áreas irrigadas, rivalizando com as melhores produções de grãos do mundo (EMBRAPA, 2023) e tornando o Brasil o 14º maior produtor de trigo mundial (CONAB, 2023).

Segundo estudos da unidade da Embrapa Trigo, o objetivo da unidade era reduzir a dependência externa do Brasil em relação ao trigo. As importações pressionavam as finanças públicas, enquanto a escassez destes cereais ameaçava a segurança alimentar da população. Ainda de acordo esses estudos, as primeiras tentativas de produção de trigo no Sul do Brasil, seja com importação de sementes ou com sementes trazidas por imigrantes europeus, principalmente no caso do trigo de inverno, acabaram destruídas por doenças, por

toxicidade do solo ou por falta de frio para boa formação do ciclo. A Embrapa Trigo assumiu o compromisso de estabelecer um programa de melhoramento genético e introduzir linhagens de trigo importadas do Centro Internacional de Melhoramento de Milho e Trigo (CIMMYT), no México, onde os primeiros pesquisadores chegaram à Embrapa. Uma vez alcançada a adaptação genética, cultivares brasileiras de trigo foram desenvolvidas para aumentar a produtividade. Atualmente, as pesquisas estão alinhadas com as novas tendências de consumo, com a promoção da saúde e com a proteção ambiental (EMBRAPA, 2023).

O foco foi concentrado em grãos cuja qualidade tecnológica correspondesse aos grãos importados da Argentina ou do Canadá. A seleção das cultivares foi orientada especificamente para atender a demanda por produtos industriais adequados para consumo humano (massas amarelas, pães, biscoitos crocantes, alimentos infantis e espessantes), para produção de ração animal (maiores teores de proteínas, fibras e aminoácidos), e para serem usados nas lavouras (EMBRAPA, 2023). Segundo projeções do Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (Mapa), o Brasil deverá produzir 7,2 milhões de toneladas de trigo até 2028, com um consumo aproximadamente de 14,3 milhões de toneladas. Portanto, 7,3 milhões de toneladas de trigo devem ser importadas para atender a demanda interna (Gasques *et al.*, 2019). O desenvolvimento da produção de trigo no Cerrado brasileiro é o caminho da autossuficiência na produção de trigo no Brasil, baseado no cultivo de variedades adaptadas desenvolvidas pela Embrapa e por outras instituições agrícolas (Souza Filho, 2020).

2.2 Aspectos tecnológicos e econômicos na produção de trigo

As inovações tecnológicas na produção agrícola desempenham um papel fundamental na transformação da agricultura brasileira, especialmente na produção de trigo. A introdução de tecnologias avançadas permitiu melhorar significativamente a eficiência, a produtividade e a sustentabilidade das atividades agrícolas. No caso do trigo, estas inovações são necessárias para responder aos desafios climáticos, aumentar a competitividade no mercado global e promover práticas agrícolas mais responsáveis e sustentáveis (Quintam; Assunção, 2023).

A agricultura no mundo, especialmente no Brasil, passou por mudanças significativas nos últimos anos, provendo o surgimento de um modelo produtivo e tecnológico muito dinâmico. A agricultura continua a diversificar-se à medida que começou a incorporar inovações de produtos e processos, a integrar-se com outros setores

econômicos e a tornar-se o foco do comércio internacional à medida que as políticas ambientais foram desenvolvidas. A concorrência no mercado de produtos agrícolas e agroindustriais tem aumentado ao longo dos anos e as tecnologias são fundamentais para a busca da competitividade. Portanto, bens, mercados, produtos e insumos diferenciados têm uma demanda justificada por conhecimento científico e tecnológico (Silva; Melo, 2001).

O funcionamento da agricultura, considerando toda a revolução no âmbito da ciência tecnológica ocorrida nos diversos setores econômicos, foi afetado pela inclusão de inovações mecânicas, químicas e genéticas em sua base produtiva (Freitas, 2003).

O desenvolvimento de novas variedades de trigo geneticamente melhoradas que sejam resistentes a pragas, doenças e alterações climáticas aumenta a produtividade e reduz a necessidade de produtos químicos, promovendo a sustentabilidade e a segurança alimentar. Além disso, a mecanização agrícola com máquinas avançadas para plantio, colheita e cultivo aumenta a eficiência operacional, reduzindo custos e escassez de mão-de-obra, permitindo maior precisão e menos desperdício (EMBRAPA, 2023).

De acordo com Borrás *et al.* (2004), o uso de biotecnologia para criar variedades geneticamente melhoradas tem sido fundamental para aumentar a produtividade e reduzir a necessidade de insumos químicos. Rajaram e Hettel (1994) enfatizam que essas novas variedades são vitais para a sustentabilidade agrícola e a segurança alimentar, pois permitem uma maior resiliência frente às adversidades climáticas.

A mecanização mudou a agricultura, permitindo maior eficiência e produtividade no trabalho no campo. Hunt (2001) analisa como a introdução de máquinas avançadas de plantação, colheita e aragem reduz o tempo e os custos de produção. No Brasil, a mecanização da produção de trigo foi necessária para eliminar a escassez de mão de obra nas áreas rurais e aumentar a precisão das operações agrícolas. Silva e Assad (2001) destacam que a utilização de colheitadeiras e plantadeiras modernas possibilitou maior eficiência operacional, o que contribuiu para uma produção mais competitiva e sustentável.

Logo, as inovações tecnológicas são essenciais para o desenvolvimento da produção brasileira de trigo. Permitem aos agricultores responder aos desafios modernos com soluções eficientes e sustentáveis, garantindo uma produção de trigo mais robusta, competitiva e alinhada às demandas do mercado e às necessidades ambientais. O investimento em tecnologia é, portanto, essencial para o futuro da agricultura brasileira e para estabelecer o Brasil como um importante produtor de trigo em todo o mundo.

Uma das características da produção brasileira de trigo é a necessidade de utilização de insumos de produção relativamente alta (CONAB, 2014). Portanto, de acordo com Hoffmann (1998), a composição dos custos de produção e as flutuações dos preços do mercado de commodities são importantes para orientar produtores e comerciantes e moldar as políticas públicas para a agricultura. Na agricultura, a triticultura tem um importante papel social, pois gera renda e empregos e sustenta a pirâmide alimentar da população (Garcia, 2011).

A produção de trigo no Brasil enfrenta diversos desafios econômicos que afetam diretamente sua competitividade e sustentabilidade. Os fatores mais críticos são os custos de produção, os preços pagos aos produtores e o acesso e manejo de insumos agrícolas. Esses aspectos são importantes para compreender a dinâmica da produção de trigo no país e para desenhar políticas que melhorem a eficiência e a rentabilidade dos produtores (Souza Filho, 2020).

Os custos de produção de trigo no Brasil são afetados por muitos fatores, como o preço dos insumos de produção, a tecnologia utilizada, as condições climáticas e a infraestrutura existente. De acordo com Nehring *et al.* (2006), os custos dos insumos de produção, como sementes, fertilizantes e pesticidas, constituem uma parte significativa dos custos totais dos agricultores. Além disso, os custos de mão-de-obra e os custos energéticos também afetam a rentabilidade econômica da produção. Para Gebbers e Adamchuk (2010), o uso de tecnologias de precisão permite um uso mais eficiente dos insumos, o que pode levar a uma redução significativa nos custos de produção.

Na agricultura, a gestão de empresas rurais exige conhecer os riscos e incertezas específicos do setor, produtividade e instabilidade interna dos preços, lidar com fatores internos externos, reações do mercado, comércio e indústria relacionados com a agricultura, flutuações de preços e dificuldades de comercialização durante a colheita, crédito muitas vezes problemático, perecibilidade dos produtos agrícolas e a complexidade da própria produção agrícola (CONAB, 2010).

O preço pago aos produtores brasileiros de trigo é influenciado por diversos fatores, incluindo oferta e demanda globais, políticas comerciais, qualidade do produto e condições do mercado interno. Segundo Abbott *et al.* (2008), as flutuações nos preços internacionais do trigo podem afetar significativamente os preços para os produtores brasileiros. No Brasil, a dependência das importações de trigo também afeta o preço pago aos produtores. Durante períodos de importações elevadas, os preços internos ficam deprimidos, reduzindo a rentabilidade dos produtores locais. Além disso, a política governamental de preços mínimos

do trigo desempenha um papel importante na estabilização dos rendimentos dos agricultores. Estas políticas ajudam a mitigar o impacto das flutuações do mercado e proporcionam aos produtores um nível mínimo de segurança financeira (Maluf; Flexor, 2017).

A gestão administrativa desempenha um papel vital na otimização dos aspectos tecnológicos e econômicos de uma empresa rural. A capacidade de adotar a inovação tecnológica, gerir dados, implementar práticas sustentáveis e gerir custos é essencial para o sucesso e a sustentabilidade da produção agrícola. Além disso, o planejamento financeiro eficaz, o acesso ao financiamento e a gestão de riscos são essenciais para a viabilidade financeira a longo prazo.

3 METODOLOGIA

A metodologia deste estudo foi desenhada para proporcionar uma análise detalhada dos aspectos técnico-econômicos da produção de trigo nos principais estados brasileiros. Optou-se pela utilização de técnicas de análise multivariada devido à sua capacidade de sintetizar grandes volumes de dados de maneira eficiente e interpretável. A coleta de dados envolveu fontes secundárias de alta credibilidade, assegurando a confiabilidade das informações analisadas. Através da análise fatorial e de clusters, buscou-se identificar padrões comuns e diferenças entre os estados, permitindo uma compreensão aprofundada das variáveis que impactam diretamente a produção e a rentabilidade do trigo no Brasil.

3.1 Natureza e fonte de dados

Os dados utilizados são de natureza secundária, sendo que os preços recebidos pelo produtor, os custos totais, a gestão administrativa, os insumos e as máquinas e implementos são cotados em saca de 60 kg do trigo em grão para os estados de Minas Gerais, Mato Grosso do Sul, Paraná, Rio Grande do Sul e Distrito Federal e foram retirados por meio do site da Companhia Nacional de Abastecimento (CONAB), durante o período estudado. Já as informações acerca da produção está medida em mil kg e também foi obtida através do site da Conab. Os dados referentes aos preços recebidos pelo produtor, os custos totais, a gestão administrativa, os insumos e as máquinas e implementos foram deflacionados pelo IGP-DI, com período base de dezembro de 2023. O estudo concentrou-se entre os anos de 2018 a 2023 devido à disponibilidade de dados acessíveis pelo banco de dados no site da Conab.

Assim, o estudo foi concentrado em 06 variáveis, de modo que viabilizasse a técnica de análise fatorial (Tabela 1):

Tabela 1 – Variáveis e fonte de pesquisa.

Variáveis	Descrição	Unidade	Fonte	Ano
X1	Produção do trigo	mil kg	Conab	2023
X2	Custos totais	R\$/sc 60 kg	Conab	2023
X3	Preços recebidos pelo produtor	R\$/sc 60 kg	Conab	2023
X4	Gestão administrativa	R\$/sc 60 kg	Conab	2023
X5	Insumos	R\$/sc 60 kg	Conab	2023
X6	Máquinas e implementos	R\$/sc 60 kg	Conab	2023

Fonte: Dados da pesquisa. Elaboração dos autores.

3.2 Método analítico

O método analítico deste estudo é fundamentado no uso de técnicas multivariadas que permitem uma visão mais robusta dos dados disponíveis. Para alcançar isso, adotou-se uma abordagem centrada na Análise Fatorial e Análise de Agrupamentos (clusters), ferramentas que possibilitam a compreensão das inter-relações entre diversas variáveis observadas ao longo do tempo. Essa metodologia é essencial para identificar padrões subjacentes, os quais não são evidentes em uma análise descritiva simples. Além disso, a escolha dessas técnicas permite simplificar a interpretação das informações coletadas, sem comprometer a integridade dos dados, o que garante uma análise mais precisa e objetiva dos fatores que influenciam o desempenho técnico e econômico da produção de trigo nos estados brasileiros.

3.2.1 Análise fatorial

Para análise dos dados foi utilizada a técnica multivariada de análise fatorial. Essa técnica consiste no método de interdependência multivariada que tem o objetivo de resumir as relações observadas entre variáveis relacionadas para identificar fatores comuns (Fávero *et al.*, 2009). Portanto, a finalidade principal de se utilizar essa análise é simplificar ou reduzir informações de um banco de dados sem comprometer as informações essenciais (Mingoti, 2005). A operacionalização deste método foi feita através do software SPSS 21.

A análise fatorial pelo método dos componentes principais teve como objetivo neste estudo reduzir ou simplificar a interpretação de uma base de dados, sem comprometer informações importantes sobre as características do nível técnico-econômico dos estados produtores de trigo analisados.

Segundo Fávero *et al.* (2009), a adoção deste modelo requer primeiro avaliar a matriz de correlação e verificar se existem valores significativos que justifiquem a utilização desta técnica, e testar se tal método é apropriado.

Assim, o primeiro procedimento adotado nessa análise foi a estimação da matriz de correlação, que tem como objetivo estimar o número de fatores. O número de fatores foi escolhido utilizando o critério da raiz latente, onde o número de fatores a reter foi escolhido em função dos valores próprios acima da unidade (eigenvalues), que mostram o quanto cada fator pode explicar a variância total (Fávero *et al.*, 2009).

Segundo Mingoti (2005), este modelo relaciona linearmente variáveis padronizadas e seus correspondentes fatores comuns, podendo ser representado pela equação 1:

$$\begin{aligned} X_1 &= l_{11} F_1 + l_{12} F_2 + \dots + l_{1m} F_m + \varepsilon_1 \\ X_2 &= l_{21} F_1 + l_{22} F_2 + \dots + l_{2m} F_m + \varepsilon_2 \\ &\vdots \\ X_p &= l_{p1} F_1 + l_{p2} F_2 + \dots + l_{pm} F_m + \varepsilon_p \end{aligned} \quad (1)$$

Nesse modelo, X_p representa as variáveis originais relacionadas linearmente com as novas variáveis aleatórias F_m , que por sua vez são os fatores comuns, l_{pm} as denominadas “cargas fatoriais” e p são os erros aleatórios.

O segundo procedimento adotado na análise fatorial foi a realização da estimativa da matriz de cargas fatoriais e variâncias específicas por meio do método de análise de componentes principais (ACT). Há duas metodologias de rotação, podem ser oblíquos ou ortogonais. Porém, o método utilizado neste trabalho é a rotação ortogonal, pois se apresenta como uma forma de obter uma estrutura mais facilmente interpretável. Logo, utilizou-se o método de rotação ortogonal Varimax, que visa minimizar o número de variáveis com cargas fatoriais elevadas para simplificar a interpretação dos fatores gerados (Fávero *et al.*, 2009). Após essa rotação da estrutura fatorial original, são obtidos as comunalidades, que podem

ser entendidas como a proporção de variação das variáveis originais explicadas pelos fatores comuns (Johnson; Wichern, 2007; Hair Júnior *et al.*, 2009).

Calculado as cargas fatoriais e identificado os fatores, é necessário estimar os escores fatoriais. O escore de cada observação é obtido multiplicando-se o valor padronizado das variáveis pelo correspondente coeficiente do escore fatorial (Fávero *et al.*, 2009). Espera-se que cada elemento da amostra tenha um valor (escore fatorial) para cada um dos fatores comuns, que não é diretamente observável (Barroso; Artes, 2003). Portanto, para cada elemento amostral “k” ($k = 1, 2, \dots, n$), seu escore no fator F_j pode ser calculada conforme a seguinte fórmula (Equação 2):

$$F_{jk} = w_{j1} X_{1k} + w_{j2} X_{2k} + \dots + w_{jp} X_{pk} \quad (2)$$

Onde ($X_{1k}, X_{2k} \dots X_{pk}$) são os valores observados das variáveis padronizadas para o k-ésimo elemento amostral e os coeficientes w_{ji} ($i = 1, 2, \dots, p$), são os pesos de ponderação de cada uma das variáveis ($X_{1k}, X_{2k} \dots X_{pk}$) no fator F_j .

A adequabilidade do modelo pode ser verificada usando o índice Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) e os testes de esfericidade de Bartlett e Measure of Sampling Adequacy (MAS). O índice de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) é a razão entre a soma dos quadrados das correlações de todas as variáveis dividida pela mesma soma mais a soma dos quadrados das correlações parciais de todas as variáveis. Logo, para que o modelo de análise fatorial seja adequado, é necessário apresentar coeficientes de correlação simples elevados e coeficientes de correlação parciais reduzidos, sendo que os valores iguais ou inferiores a 0,50, indicam estatísticas de KMO inadequada (Fávero *et al.*, 2009).

O teste de esfericidade de Bartlett é utilizado para avaliar a hipótese nula de que a matriz de correlação é uma matriz identidade, portanto o uso da análise fatorial não é considerado se a hipótese nula não for rejeitada, ou seja, se as inter-relações das variáveis forem nulas (Mingoti, 2005). Após verificar o ajuste do modelo, os fatores iniciais são extraídos e o número de fatores é determinado.

Assim como o KMO, o teste Measure of Sampling Adequacy (MAS) verifica a estrutura fatorial dos dados e deve ser calculada para cada variável separadamente, pois o objetivo é verificar se uma determinada variável pode ser explicada por outras. Valores baixos indicam que a variável analisada pode ser retirada da análise sem perdas significativas (Fávero *et al.*, 2009).

3.2.2 Análise de agrupamentos (clusters)

O objetivo da análise de cluster (AA) é dividir os elementos de uma amostra ou população em grupos de modo que os elementos pertencentes ao mesmo grupo sejam semelhantes entre si em relação às variáveis observadas e medidas, e os elementos de grupos diferentes sejam heterogêneos em termos das mesmas características (Mingoti, 2005).

A análise de cluster utiliza o conceito de distância entre unidades de classificação. Dentre os diversos métodos de medição de distância, foi utilizada a distância euclidiana quadrada, que é expressa algebricamente por:

$$d(X_l, X_k) = \left[\sum_{i=1}^p (X_{il} - X_{ik})^2 \right]^{1/2} \quad (3)$$

Os dois elementos amostrais X_l e X_k ($l \neq k$), são comparados em cada nível pertencente ao vetor de observações. Por corresponder a uma medida de dissimilaridade, quanto menores forem os seus valores, mais semelhantes são os elementos comparados (Mingoti, 2005).

Existem dois conjuntos de métodos para agrupar elementos em grupos, hierárquicos e não hierárquicos. Nos métodos hierárquicos, grupos são formados em diferentes níveis de distância ou similaridade e podem ser distributivos ou aglomerativos. Os métodos não hierárquicos caracterizam-se pelo fato de que em um número predeterminado de grupos os elementos são agrupados de tal forma que é possível movimentar os elementos da distribuição inicial (Fávero *et al.*, 2009).

Ressalta-se que não existem critérios pré-estabelecidos para determinação do número de grupos a serem considerados, exigindo julgamento crítico dos pesquisadores caso a caso (Campos; Souza; Nascimento, 2013).

Neste estudo, foi escolhido um método de agrupamento não hierárquico, o método k-médias, que é um dos métodos mais utilizados e conhecidos, em que cada elemento da amostra é atribuído a um cluster cujo centroide é o mais próximo do vetor de valores observados para o respectivo objeto.

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

A análise dos resultados obtidos até o momento revela que, embora os estados produtores de trigo no Brasil compartilhem algumas similaridades em termos de práticas e recursos utilizados, há distinções importantes que merecem destaque. Essas diferenças, tanto no aspecto técnico quanto no econômico, refletem a diversidade de condições ambientais e tecnológicas presentes nas regiões analisadas. O entendimento dessas disparidades é fundamental para a formulação de políticas públicas mais eficazes, que possam promover o desenvolvimento sustentável e competitivo da triticultura no país.

4.1 Análise descritiva das variáveis utilizadas no modelo

A Tabela 2 apresenta as estatísticas descritivas das variáveis utilizadas para analisar o comportamento econômico e tecnológico de alguns estados produtores de trigo no Brasil. A análise geral dos dados identificou uma dispersão relativa dos dados em relação à média, evidenciada pelos valores de coeficiente de variação. Os dados mostraram que há uma alta variabilidade na produção de trigo, gestão administrativa e uso de máquinas e implementos, sugerindo diferenças significativas nas práticas e resultados entre os diferentes produtores ou safras. Por outro lado, os custos totais, os preços recebidos pelos produtores e os insumos apresentam variações mais moderadas, indicando uma maior estabilidade nesses aspectos.

Tabela 2 – Estatísticas descritivas das variáveis utilizadas no modelo, período 2018-2023.

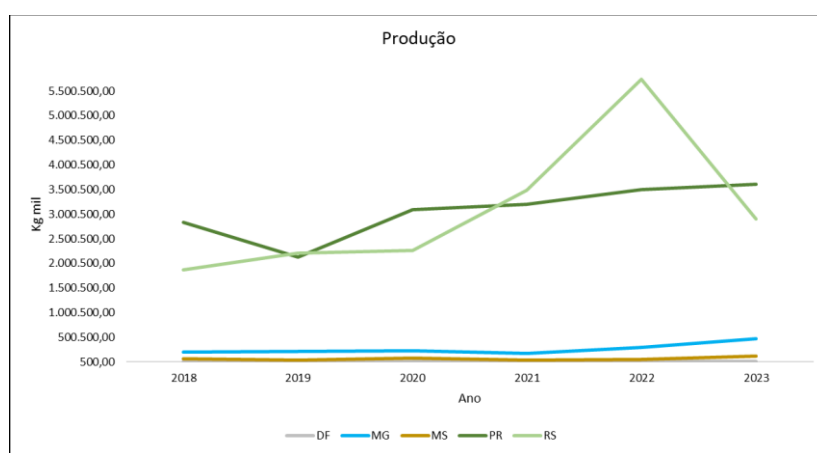
Variáveis	Média	Desvio Padrão	Mín.	Máx.	CV (%)
Produção do trigo (X1)	1.295.750	1604989,58	6300	5.732.600	123,87
Custos totais (X2)	104,18	24,78	64,77	158,17	23,78
Preços recebidos pelo produtor (X3)	79,96	15,13	58,35	113,41	18,92
Gestão administrativa (X4)	2,74	2,16	0,25	7,29	78,95
Insumos (X5)	40,84	9,18	28,57	63,08	22,48
Máquinas e implementos (X6)	12,32	7,29	4,24	26,23	59,21

Legenda: Mín.= Mínimo; Máx.= Máximo; CV= Coeficiente de variação.

Fonte: Dados da pesquisa. Elaboração dos autores.

Por meio da Figura 1 é possível observar a evolução da produção de trigo entre os estados analisados e pelo apoio da Tabela 2 é visto que essa variável, produção de trigo (X1), apresentou uma média de 1.295.750 mil kg na produção de trigo entre os estados analisados durante 2018 a 2023, sendo que o estado que teve uma maior produção foi o Rio Grande do Sul em 2022, chegando a produzir 5.732.600 mil kg de trigo, e o estado que teve uma menor produção do cereal neste período foi o Distrito Federal em 2019, produzindo 6.300 mil kg.

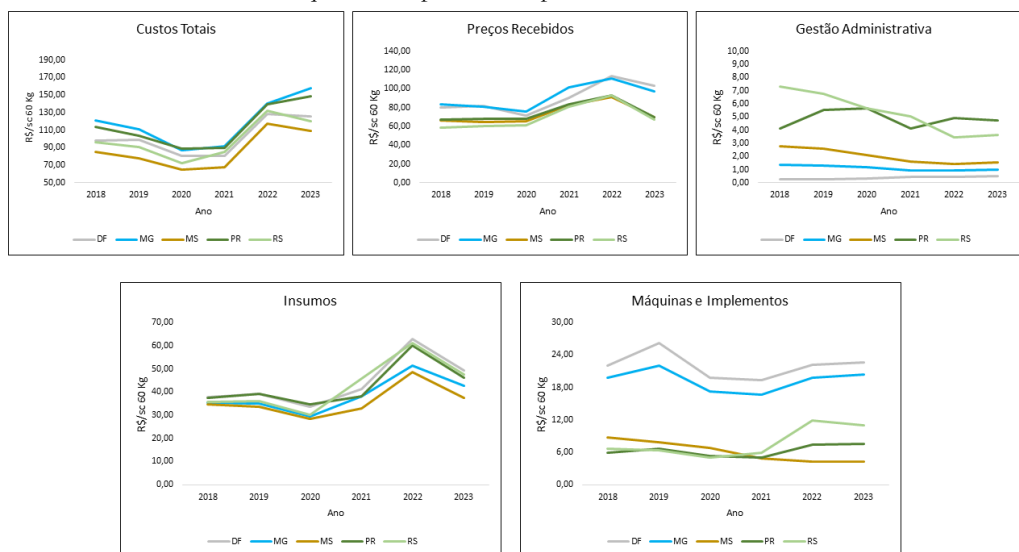
Figura 1 – Evolução da produção de trigo nos estados analisados em 2018-2023.



Legenda: DF= Distrito Federal; MG= Minas Gerais; MS= Mato Grosso do Sul; PR= Paraná; RS= Rio Grande do Sul. Fonte: Dados da pesquisa. Elaboração dos autores.

Por intermédio da Figura 2, é observado a evolução da média anual dos custos totais, preços recebidos pelo produtor, gestão administrativa, insumos e máquinas e implementos agrícolas dos estados produtores de trigo durante 2018 a 2023.

Figura 2 – Evolução média anual dos custos totais, preços recebidos pelo produtor, gestão administrativa, insumos e máquinas e implementos, para cada estado em 2018-2023.



Legenda: DF= Distrito Federal; MG= Minas Gerais; MS= Mato Grosso do Sul; PR= Paraná; RS= Rio Grande do Sul. Fonte: Dados da pesquisa. Elaboração dos autores.

Para a variável custos totais (X2) foi obtido uma média de R\$ 104,18 na saca de 60 kg de trigo, analisando todos os estados. O estado que apresentou uma maior média anual em relação aos custos totais foi Mato Grosso do Sul, R\$ 158,17, em 2022, devido a diversos fatores como o aumento global dos preços dos insumos agrícolas, impulsionado por problemas na cadeia de suprimentos e condições climáticas adversas, como secas e chuvas excessivas, que aumentaram a necessidade de investimentos em irrigação e controle de pragas. E em 2020, Mato Grosso do Sul obteve o menor custos totais, chegando a R\$ 64,77, na produção de trigo em 2018 a 2023, devido a condições climáticas mais favoráveis, que reduziram a necessidade de investimentos extras em irrigação e controle de pragas. Além disso, os preços dos insumos agrícolas estavam mais estáveis e menos afetados por problemas na cadeia de suprimentos.

Já em relação a variável preços recebidos pelo produtor, a média dos estados foi de R\$ 79,96, e o estado que teve o maior preço recebidos pelo produtor (X3), referentes a saca de 60 kg do trigo, foi em Distrito Federal em 2022, com o valor de R\$ 113,41. Já o menor preço recebido pelo produtor na saca de 60 kg de trigo foi em Rio Grande do Sul em 2018, custando R\$ 58,35.

Os preços recebidos pelos produtores de trigo no Distrito Federal (DF), assim como em Minas Gerais (MG), são maiores em comparação com Mato Grosso do Sul (MS), Paraná (PR) e Rio Grande do Sul (RS) devido a vários fatores, como proximidade aos grandes

centros de consumo, como Brasília, reduzindo os custos de transporte e aumentando a demanda local, assim como os custos de produção que são mais altos em DF, compensados por preços de venda maiores, e políticas de incentivo locais que contribuem para isso. Além disso, a estrutura de mercado é mais favorável, assim como a menor área de produção e oferta que é limitada, e a crescente demanda por produtos locais acabam valorizando o trigo produzido no DF, resultando em preços mais elevados para os produtores.

No que concerne à variável gestão administrativa (X4), a média entre os estados foi de R\$ 2,74. O estado que mais investiu em gestão administrativa na produção de trigo durante o período estudado foi o Rio Grande do Sul em 2018, com o valor de R\$ 7,29 para cada saca de 60 kg de trigo produzidos. E o estado que menos teve investimento em gestão administrativa nesse período foi o Distrito Federal em 2018, investindo cerca de R\$ 0,25 por saca de 60 kg do cereal.

O Rio Grande do Sul (RS), assim como o Paraná (PR) gastam mais em gestão administrativa na produção de trigo comparados ao Distrito Federal (DF), Minas Gerais (MG) e Mato Grosso do Sul (MS) devido à escala maior de produção, que exige estruturas administrativas mais complexas para gerenciar operações maiores, uma vez que ambos os estados são os maiores produtores de trigo no Brasil.

No que diz respeito à variável insumos (X5), a média entre os estados foi de R\$ 40,84, e o estado que teve maior gastos com insumos foi o Distrito Federal em 2022, chegando a gastar R\$ 63,08 em insumos por saca de 60 kg do trigo, e o estado que menos gastou com essa variável foi o Mato Grosso do Sul em 2020, gastando R\$ 28,57. E em relação à variável máquinas e implementos agrícolas, a média de gastos investidos nessa variável entre os estados, durante 2018 a 2023, foi de R\$ 12,32, e o Distrito Federal foi o estado que mais gastou com essa variável em 2019, gastando cerca de R\$ 26,23 para produzir uma saca de 60 kg de trigo. Já o Mato Grosso do Sul foi o estado que menos teve gastos em relação à máquinas e implementos agrícolas durante esse período, chegando a gastar R\$ 4,24 em 2023.

O Distrito Federal (DF), assim como Minas Gerais (MG) gastam mais com máquinas e equipamentos agrícolas na produção de trigo do que Mato Grosso do Sul (MS), Rio Grande do Sul (RS) e Paraná (PR), devido à menor infraestrutura agrícola e a necessidade de modernização tecnológica, exigindo investimentos significativos em novos equipamentos. Além disso, a fragmentação da produção nesses estados impede o compartilhamento eficiente de máquinas, diferentemente de MS, RS e PR, onde a produção está mais consolidada e permite um uso mais eficiente dos recursos.

4.2 Análise fatorial

Nessa seção são apresentados alguns testes para verificar a adequação da amostra ao modelo de análise fatorial (AF). Portanto, conforme descrito na metodologia da pesquisa, os testes realizados foram: análise de matriz anti-imagem, a medida de adequação de amostra (MSA) (Tabela 3), verificação da estatística Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) e o teste de esfericidade de Bartlett (Tabela 4).

Tabela 3 – Matrizes anti-imagem (2018-2023).

		X1	X2	X3	X4	X5	X6
Covariância Anti-imagem	X1	,288	-,015	,033	-,142	-,104	,008
	X2	-,015	,449	,006	-,021	-,147	-,113
	X3	,033	,006	,235	,081	-,150	-,044
	X4	-,142	-,021	,081	,212	-,003	,125
	X5	-,104	-,147	-,150	-,003	,219	,035
	X6	,008	-,113	-,044	,125	,035	,404
Correlação Anti-imagem	X1	,662 ^a	-,042	,126	-,576	-,414	,023
	X2	-,042	,756 ^a	,017	-,070	-,470	-,265
	X3	,126	,017	,702 ^a	,364	-,660	-,144
	X4	-,576	-,070	,364	,688 ^a	-,015	,427
	X5	-,414	-,470	-,660	-,015	,574 ^a	,119
	X6	,023	-,265	-,144	,427	,119	,808 ^a

Legenda: X1= Produção do trigo; X2= Custos totais; X3= Preços recebidos pelo produtor; X4= Gestão administrativa; X5= Insumos; X6= Máquinas e implementos. Fonte: Dados da pesquisa. Elaboração dos autores.

O KMO pode ser calculado para uma ou mais variáveis. Os valores KMO para variáveis individuais são mostrados na diagonal da matriz de correlação anti-imagem. Além de verificar isso, também é importante observar os elementos diagonais da matriz: o valor deve estar pelo menos acima de 0,5 para todas as variáveis. Com estes dados, todos os valores estão acima de 0,5, confirmando que a técnica de análise fatorial é adequada para aplicar os dados estudados. Com os dados apresentados na Tabela 4, o valor total do KMO apresentou

um índice de 0,691, indicando que a análise fatorial pode descrever razoavelmente a variação nos dados originais.

Tabela 4 – Teste de KMO e Bartlett (2018-2023).

Kaiser-Meyer-Olkin (KMO)	0,691
Bartlett	112,319
Graus de liberdade	15
Significância	,000

Fonte: Dados da pesquisa. Elaboração dos autores.

Os resultados de Bartlett testam a hipótese nula de que a matriz de correlação original é a matriz identidade (Field, 2009). O teste de esfericidade de Bartlett ($p\text{-value} = 0,000$) foi de aproximadamente 112,319 e mostrou-se significativo, permitindo rejeitar a hipótese nula de que a matriz de correção é uma matriz-identidade, ou seja, as variáveis não são correlacionadas.

Após a confirmação da adequação deste método para estes dados, foi utilizada a análise fatorial pelo método de componentes principais. Em sua versão original, uma variável poderia ser aplicada a mais de um fator, dificultando a interpretação. Portanto, para evitar esse problema e facilitar a análise, foi utilizada uma rotação ortogonal utilizando o método Varimax, onde cada variável está relacionada a apenas um fator (Mingoti, 2005).

A Tabela 5 mostra os dois fatores determinantes no desempenho técnico-econômico com raiz característica superior a um. Esses fatores explicam 83,44% da variância total dos dados, e a maior parte da variância (43,37%) é explicada pelo primeiro fator.

Tabela 5 – Valores das raízes características e percentual de variância total explicada pela análise fatorial (2018-2023).

Fatores	Raiz Característica	Variância explicada pelo fator (%)	Variância Acumulada (%)
1	2,90	43,37	43,77
2	2,11	40,06	83,44

Fonte: Dados da pesquisa. Elaboração dos autores.

A Tabela 6 apresenta as cargas fatoriais e as comunalidades para os dois fatores analisados. Na interpretação dos fatores foram tomados valores absolutos maiores que 0,5

para as cargas fatoriais, como de forte associação entre um determinado fator e o indicador. Os valores encontrados para as comunalidades indicam que todas as variáveis têm sua variabilidade captada e representada pelos dois fatores.

O primeiro fator (F_1), está fortemente relacionado com os indicadores X_1 e X_4 de forma positiva, e com o indicador X_6 de forma negativa, que expressam as variáveis relacionadas à produção agrícola e a tecnificação da atividade agrícola. Logo, a natureza dos indicadores que se relacionam com F_1 indica que este representa o “nível tecnológico”.

Já o fator 2 (F_2), está positivo e fortemente relacionado com os indicadores X_2 , X_3 e X_5 . De certa forma, esses indicadores estão relacionados com aspectos econômicos da produção do trigo. Assim, a natureza dos indicadores que se relacionam com F_2 indicam que este representa o “nível econômico”.

Tabela 6 – Cargas fatoriais depois da rotação ortogonal e comunalidades (2018-2023).

Variável	F1	F2	Comunalidades
X1	0,86	0,36	0,86
X2	0,13	0,87	0,76
X3	-0,55	0,73	0,83
X4	0,94	0,20	0,90
X5	0,30	0,94	0,89
X6	-0,82	-0,23	0,75

Legenda: X1= Produção do trigo; X2= Custos totais; X3= Preços recebidos pelo produtor; X4= Gestão administrativa; X5= Insumos; X6= Máquinas e implementos; F1= Fator 1; F2= Fator 2. Fonte: Dados da pesquisa. Elaboração dos autores.

De posse das cargas fatoriais, o passo seguinte foi determinar os escores fatoriais, ou seja, determinar o valor dos fatores para cada unidade de produção (estados produtores) de trigo no Brasil. Esses escores serão utilizados para agrupar os estados em grupos homogêneos posteriormente.

O primeiro fator (nível tecnológico) é a principal medida de caracterização do perfil de estados, por ter captado, após a rotação varimax, 43,37% da variância das variáveis originais. Além disso, apresentou correlações positivas com cerca de 66,67% do total de indicadores. Ainda considerando-se esse total, F_1 associa-se positiva e fortemente a 33,33% dos indicadores e negativa e fortemente a 16,67% dos indicadores, proporcionando uma relação direta com as variáveis que representam o nível tecnológico dos estados. Identifica-se, então, que quanto maior os valores da produção e de práticas agrícolas utilizadas como

gestão administrativa e máquinas e implementos da atividade, maior o nível tecnológico dos estados produtores da amostra.

Identificou-se que, do total de 5 estados produtores de trigo (Minas Gerais, Mato Grosso do Sul, Paraná, Rio Grande do Sul e Distrito Federal) no período de 2018 a 2023, 12 observações apresentaram valores positivos (Paraná e Rio Grande do Sul em 2018 a 2023) e 18 observações obtiveram valores negativos (Distrito Federal, Minas Gerais e Mato Grosso do Sul em 2018 a 2023) (Tabela 7). Isso prova que apenas 40% das observações referentes aos estados produtores, estudados durante os anos de 2018 a 2023, apresentaram um nível tecnológico satisfatório – ou seja, acima da média – na utilização eficiente dos fatores de produção, o que foi constatado por meio de variáveis como gestão administrativa, produção e máquinas e implementos agrícola. É importante destacar que os gastos com máquinas e implementos são referentes a todo trator, máquina ou implemento agrícola utilizado na produção, assim como sistemas de irrigação, e essa tecnificação promove um maior desenvolvimento produtivo.

Considerando-se o segundo fator (nível econômico), observou-se que ele não capta completamente o perfil dos estados produtores, pois explica 40,06% da variância total dos indicadores originais. Entretanto, apresentou correlação positiva com cerca de 83,33% do total de variáveis. Associa-se positiva e fortemente com 50% de todos os indicadores, apresentando uma relação direta com as variáveis que representam o nível econômico dos estados produtores.

Identifica-se, então, que quanto maior os valores dos preços recebidos pelo produtor e os custos operacionais da atividade, maior o nível econômico dos estados produtores da amostra. Vale ressaltar que esses custos favorecem o bom desempenho da produção agrícola e são caracterizados como custos fixos e variáveis, renda de fatores, insumos agrícolas como fertilizantes, sementes e mudas e agrotóxicos.

Observou-se que, do total de 5 estados produtores de trigo (Minas Gerais, Mato Grosso do Sul, Paraná, Rio Grande do Sul e Distrito Federal), 10 observações apresentaram valores positivos (Rio Grande do Sul em 2021, Distrito Federal, Minas Gerais, Mato Grosso do Sul, Paraná e Rio Grande do Sul em 2022 e Distrito Federal, Minas Gerais, Paraná e Rio Grande do Sul em 2023) e 20 observações apresentaram valores negativos (Distrito Federal, Minas Gerais, Mato Grosso do Sul, Paraná e Rio Grande do Sul em 2018, 2019 e 2020, Distrito Federal, Minas Gerais, Mato Grosso do Sul e Paraná em 2021 e Mato Grosso do Sul em 2023) (Tabela 7). Isso prova que apenas 33,33% das observações referentes aos estados

produtores, estudados durante os anos de 2018 a 2023, apresentaram um nível econômico satisfatório – ou seja, acima da média – na utilização eficiente dos fatores de produção, o que foi constatado por meio de variáveis como preços recebidos pelo produtor, custos totais e insumos agrícola.

Tabela 7 – Desempenho dos estados (DF, MG, MS, PR e RS) produtores de trigo no Brasil em 2018 a 2023.

Nível dos produtores	Períodos	Nível tecnológico	Estados	Nível econômico	Estados
Acima da média da amostra	2018	2	PR, RS	0	-
	2019	2	PR, RS	0	-
	2020	2	PR, RS	0	-
	2021	2	PR, RS	1	RS
	2022	2	PR, RS	5	DF, MG, MS, PR, RS
	2023	2	PR, RS	4	DF, MG, PR, RS
Total		12		10	
Percentagem		40		33,33	
Abaixo da média da amostra	2018	3	DF, MG, MS	5	DF, MG, MS, PR, RS
	2019	3	DF, MG, MS	5	DF, MG, MS, PR, RS
	2020	3	DF, MG, MS	5	DF, MG, MS, PR, RS
	2021	3	DF, MG, MS	4	DF, MG, MS, PR
	2022	3	DF, MG, MS	0	-
	2023	3	DF, MG, MS	1	MS
Total		18		20	
Percentagem		60		66,67	
Total		30		30	
Percentagem		100		100	

Fonte: Dados da pesquisa. Elaboração dos autores.

Observando-se a Tabela 7, identifica-se um resumo que mostra o desempenho técnico e econômico dos estados produtores, mostrando que o baixo desempenho na atividade pode ser solucionado por meio de investimentos em tecnologias agrícolas avançadas e práticas de manejo sustentável que aumentam a produtividade. Além disso, a promoção de cooperativas e associações pode ajudar a reduzir os custos de produção por

meio da compra coletiva de insumos e compartilhamento de máquinas e implementos agrícolas. Oferecer treinamentos contínuos para produtores sobre técnicas agrícolas modernas e gestão eficiente pode melhorar a eficiência operacional, e políticas públicas que incentivam a pesquisa e o desenvolvimento de variedades de trigo adaptadas às diferentes condições regionais também são fundamentais para aumentar a resiliência e a produtividade da cultura do trigo no Brasil.

4.3 Agrupamento dos estados produtores de trigo

A análise de cluster mostrou que o melhor método para classificar grupos seria um método não hierárquico utilizando a técnica k-means, que após diversas simulações deu melhores resultados e distribuição de grupos do que outras técnicas. Portanto, foram considerados dois grupos distintos de produtores homogêneos para manter as características próprias dos agrupamentos. Após a formação dos grupos, foram traçados os perfis dos dois grupos (Tabelas 8 e 9).

Analisando-se o perfil tecnológico dos grupos, observa-se que o grupo 2, constituído por PR, MS e RS, apresentou um gasto com gestão administrativa com média anual de R\$ 3,07 para produzir uma saca de 60 kg de trigo, uma produção total média anual de 1.657.953 mil kg e um gasto com máquinas e implementos com média anual de R\$ R\$ 6,55 para produzir uma saca de 60 kg de trigo. Logo, de acordo com as variáveis que compõem o nível tecnológico, os estados produtores do grupo 2 só são os mais intensivos e apresentam o melhor desempenho tecnológico na atividade agrícola voltada para a produção de trigo.

Os estados do PR, MS e RS oferecem melhores resultados tecnológicos na produção de trigo em comparação ao DF e MG devido a uma combinação de fatores relacionados às condições climáticas, históricas e econômicas. As condições climáticas do PR, MS e RS são mais favoráveis ao cultivo do trigo, além de temperaturas de solo e precipitações adequadas. Além disso, esses estados também têm uma longa tradição de cultivo de trigo, o que levou ao desenvolvimento em pesquisa e tecnologia, e uma maior disponibilidade de insumos de qualidade. Nesses estados, as cooperativas e associações de produtores estão mais organizadas e atuantes, promovendo a adoção de práticas agrícolas mais organizadas e eficientes. Em contrapartida, DF e MG enfrentam desafios climáticos como temperaturas mais elevadas e chuvas menos favoráveis.

Tabela 8 – Perfil tecnológico dos grupos de estados produtores de trigo no Brasil em 2018 a 2023.

Grupo	Estados	Gestão administrativa		Produção		Máquinas e Implementos	
		Total	Média	Total	Média	Total	Média
1	DF, MG	16,58	1,28	10.687.300	822.100	205,35	15,80
2	MS, PR, RS	52,18	3,07	28.185.200	1.657.953	111,31	6,55

Fonte: Dados da pesquisa. Elaboração dos autores.

Quanto ao perfil econômico dos grupos, constata-se- que o grupo 1, constituído por DF e MG, apresentou um maior valor referente aos preços recebidos pelo produtor com média anual de R\$ 86,11 para uma saca de 60 kg de trigo, um custo total médio anual de R\$ 108,93 para produzir uma saca de 60 kg de trigo e um gasto com insumos com média anual de R\$ R\$6,55 para produzir uma saca de 60 kg de trigo. Logo, de acordo com as variáveis que compõem o nível econômico, os estados produtores do grupo 2 só são os mais intensivos e apresentam o melhor desempenho econômico na atividade agrícola voltada para a produção de trigo.

Tabela 9 – Perfil econômico dos grupos de estados produtores de trigo no Brasil em 2018 a 2023.

Grupo	Estados	Preços		Custos total		Insumos	
		Total	Média	Total	Média	Total	Média
1	DF, MG	1119,38	86,11	1416,05	108,93	561,28	43,18
2	MS, PR, RS	988,94	58,17	1316,75	77,46	519,28	30,55

Fonte: Dados da pesquisa. Elaboração dos autores.

Apesar de mostrarem melhor desempenho econômico do que os demais estados, DF e MG não possuem maiores produções de trigo do que RS e PR, e o fato desses estados se destacarem mais em relação a esse fator econômico é que ambos gastam mais com custos operacionais e insumos para produção de trigo do que PR, MS e RS devido a diversos fatores. Primeiro, DF e MG têm condições climáticas menos ideais para o cultivo do trigo, exigindo mais investimentos em métodos de mitigação, como irrigação e controle de pragas e doenças. Além disso, a falta de tradição e de infraestruturas agrícolas especializadas nestes estados significa menores economias de escala e menor eficiência das atividades agrícolas. Por outro lado, PR, MS e RS possuem um ambiente mais favorável e uma infraestrutura bem estabelecida que permite menores custos operacionais e insumos devido à proximidade de

fornecedores e de cooperativas agrícolas mais organizadas. A experiência adquirida nestes estados e a adoção de práticas agrícolas otimizadas também contribuem para uma produção mais eficiente e sustentável.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

A análise fatorial conseguiu reduzir alguns indicadores a um pequeno número de fatores que resumem a natureza multidimensional dos principais produtores de trigo do Brasil. Os escores fatoriais calculados para cada estado permitiram dividir o nível técnico e econômico da produção de trigo nessas regiões em dois grupos.

Os resultados mostram diferenças significativas entre os grupos formados, sendo que o grupo 1 apresentou o melhor nível econômico e o pior nível tecnológico, e o grupo 2 apresentou o melhor nível tecnológico e o pior nível econômico. Portanto, com base nesses resultados, é importante considerar que os elevados resultados econômicos das atividades agrícolas não garantem o uso eficiente dos recursos produtivos, ou seja, não é sinal de que os estados tenham resultados positivos na produção e renda.

O Distrito Federal (DF) e Minas Gerais (MG), que fazem parte do grupo 1, obtiveram elevados resultados econômicos na atividade produtiva do trigo porque essas regiões passam por algumas dificuldades e limitações no cultivo dessa cultura, consequentemente eleva os fatores econômicos de produção. Esses estados enfrentam maiores impactos nos gastos com insumos e custos totais de produção de trigo, bem como recebem preços mais altos pelos grãos devido a uma combinação de fatores climáticos e econômicos. As condições climáticas menos favoráveis nessas regiões exigem investimentos adicionais em irrigação, controle de pragas e outras tecnologias de mitigação, elevando os custos operacionais. A menor escala de produção e a infraestrutura agrícola menos desenvolvida em DF e MG também resultam em menores economias de escala e maior dependência de insumos externos. Consequentemente, para cobrir esses custos elevados e garantir a rentabilidade, os produtores precisam vender o trigo a preços mais altos. Em contraste, Paraná (PR), Mato Grosso do Sul (MS) e Rio Grande do Sul (RS) possuem condições climáticas mais propícias, infraestrutura bem estabelecida e maior tradição no cultivo de trigo, o que permite uma produção mais eficiente e econômica, resultando em custos mais baixos e preços mais estáveis pagos aos produtores.

Para diminuir os gastos e melhorar o cenário produtivo no cultivo de trigo no DF e MG, é essencial investir em pesquisa e desenvolvimento para criar cultivares adaptadas às condições locais e práticas agrícolas eficientes, além de oferecer capacitação e assistência técnica contínua aos produtores. Melhorias na infraestrutura agrícola, como estradas e sistemas de irrigação, são cruciais para reduzir custos logísticos. A formação de cooperativas pode aumentar o poder de barganha e a troca de conhecimentos entre os agricultores. Além disso, subvenções, incentivos fiscais e linhas de crédito específicas incentivariam investimentos em tecnologia e infraestrutura. Diversificar as culturas pode melhorar a resiliência econômica, enquanto parcerias público-privadas podem desenvolver projetos focados na produtividade e redução de custos. Facilitar o acesso a mercados nacionais e internacionais, promovendo a qualidade do trigo, pode garantir melhores preços aos produtores. Essas medidas, em conjunto, podem aumentar a eficiência e a rentabilidade da produção de trigo em DF e MG, tornando-as mais competitivas em relação a PR, MS e RS.

Como limitações, desenvolveu-se a análise apenas para o período de 2018 a 2023 por ausência de dados da CONAB, sendo que outros períodos podem ser estudados, assim como outras regiões e também a adição de outras informações que impactam no desempenho técnico-produtivo dos produtores de trigo dos estados brasileiros. Pesquisas futuras poderão relacionar esses e outros fatores ligados ao desenvolvimento produtivo do trigo no Brasil. Além disso, é relevante uma análise aprofundada do preço mínimo pré-estabelecido e sua relação com os custos de produção relacionados ao cultivo do trigo.

REFERÊNCIAS

ABBOTT, P. C.; HURT, C.; TYNER, W. E. **What's driving food prices?** [S.l.], Issue Report, Farm Foundation. 2008.

AKUTAGAWA, K. H.; MOREIRA, R. E.; SILVA, A. A. Fatores e técnicas de produção da cultura do trigo visando à produtividade e qualidade. *In: ENCONTRO DE ENGENHARIA DE PRODUÇÃO AGROINDUSTRIAL*, XI., 2017, Campo Mourão-PR. **Anais [...]**. Campo Mourão: UNESPAR – Campus Campo Mourão, 2017. Disponível em: http://anais.unespar.edu.br/xi_eepa/data/uploads/artigos/4/4-17.pdf. Acesso em: 15 maio 2024.

BARROSO, L. P.; ARTES, R. Análise Multivariada. *In: REUNIÃO ANUAL DA RBES E SEAGRO*, 48, 100, Lavras. **Anais...** Curso. Lavras: Departamento de Ciências Exatas, 2003. 155p.

BORRÁS, L.; SLAFER, G. A.; OTEGUI, M. E. Seed dry weight response to source–sink manipulations in wheat, maize and soybean: A quantitative reappraisal. **Field Crops**

Research, [S.L.], v. 86, p.131-146, 2004. Disponível em: <https://userweb.weihenstephan.de/lattanzi/Lit/Borras%20Slafer%20&%20Otegui%202004.pdf>. Acesso em: 15 maio 2024.

CAMPOS, K. C.; SOUZA, A. C.; NASCIMENTO, J. W. S. Perfil técnico e econômico de produtores de mamona do Ceará. **Revista de Política Agrícola**, Brasília, v. 22, n. 1, p. 26-42, 2013. Disponível em: <https://ainfo.cnptia.embrapa.br/digital/bitstream/item/86545/1/Perfil-tecnico-e-economico-de-produtores-de-mamona-do-Ceara.pdf>. Acesso em: 10 maio 2024.

COMPANHIA NACIONAL DE ABASTECIMENTO - (CONAB). Disponível em: <https://portaldeinformacoes.conab.gov.br/custos-de-producao.html>. Acesso em: 01 maio 2024.

COMPANHIA NACIONAL DE ABASTECIMENTO - (CONAB). **Indicadores da agropecuária**. Ano 1. n. 1. Brasília: Conab. 1992. *In*: Indicadores da Agropecuária. Ano 19, n. 1. jan. 2010.

COMPANHIA NACIONAL DE ABASTECIMENTO - (CONAB). **Indicadores da agropecuária**. Ano 21. n. 12. dez. 2014.

COMPANHIA NACIONAL DE ABASTECIMENTO - (CONAB). **Séries históricas das safras: trigo**. Disponível em: <https://www.conab.gov.br/info-agro/safras/serie-historica-das-safras/itemlist/category/913-trigo>. Acesso em: 05 jan. 2024.

EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA - (EMBRAPA). **O papel da Embrapa no desenvolvimento do trigo no Brasil**. Disponível em: <https://www.embrapa.br/busca-de-noticias/-/noticia/79930177/o-papel-da-embrapa-no-desenvolvimento-do-trigo-no-brasil>. Acesso em: 06 jan. 2024.

EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA - (EMBRAPA). **Sistemas de Produção Embrapa: Cultivo de Trigo**. 2014. Disponível em: <https://www.embrapa.br/busca-de-publicacoes/-/publicacao/1155370/cultivo-de-trigo>. Acesso em: 08 jan. 2024.

FÁVERO, L. P. *et al.* **Análise de dados: modelagem multivariada para tomada de decisões**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2009.

FREITAS, D. G. F. **Nível tecnológico e competitividade da produção de mel de abelhas (*Apis mellifera*) no Ceará**. 2003. 101 f. Dissertação (Mestrado em Economia Rural). Departamento de Economia Agrícola, Centro de Ciências Agrárias, Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, 2003.

GARCIA, J. D. **O trigo brasileiro e a falta de autossuficiência: uma identificação de problemas**. 2011. 50 f. Projeto de Pesquisa (Especialização MBA em Gestão do Agronegócio) - Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2011.

GASQUES, J. G. *et al.* **Brasil projeções do agronegócio 2018/2019 a 2028/2029**. 10 ed. Brasília: Mapa, 2019. 124 p.

GEBBERS, R.; ADAMCHUK, V. I. **Precision agriculture and food security**. Science, v. 327, n.5967, p. 828-831, 2010.

HAIR JÚNIOR, J. F. *et al.* **Análise multivariada de dados**. 6.ed. Porto Alegre: Bookman, 2009.

HOFFMANN, R. **Estatística para economistas**. 3. ed. São Paulo: Pioneira, 1998.

HUNT, D. **Farm power and machinery Management**. Iowa: Iowa State University, 2001.

JOHNSON, R. A.; WICHERN, D. W. **Applied multivariate statistical analysis**. 6th ed. New Jersey: Pearson Prentice Hall, 2007.

MALUF, R. S.; FLEXOR, G. Questões agrárias, agrícolas e rurais: conjunturas e políticas públicas. **E-Papers**, Rio de Janeiro: 2017. Disponível em: https://lemate.paginas.ufsc.br/files/2018/04/MalufR-FlexorG-Quest%C3%B5es-agr%C3%A1rias-e-agr%C3%ADcolas_colet%C3%A2nea.pdf. Acesso em: 15 maio 2024.

MANFRON, P. A.; LAZZAROTTO, C.; MEDEIROS, S. L. P. TRIGO - Aspectos agrometeorológicos. **Ciência Rural**, Santa Maria RS, v. 23, n. 2, p. 233–239, maio. 1993. Disponível em: <https://www.scielo.br/j/cr/a/jL4gmHG6ZskxRTjRkX4VjM/#>. Acesso em: 10 maio 2024.

MINGOTI, S. A. **Análise de dados através de métodos de estatística multivariada: uma abordagem aplicada**. Belo Horizonte: UFMG, 2005. 295p.

NEHRING, R. *et al.* Production costs. **Agricultural Economics**, [S.], v. 34, n. 3, p. 293-304, 2006.

QUINTAM, C. P. R.; ASSUNÇÃO, G. M. PERSPECTIVAS E DESAFIOS DO AGRONEGÓCIO BRASILEIRO FRENTE AO MERCADO INTERNACIONAL. **RECIMA21 - Revista Científica Multidisciplinar**, [S.], v. 4, n. 7, p. e473641, 2023. DOI: 10.47820/recima21.v4i7.3641. Disponível em: <https://recima21.com.br/index.php/recima21/article/view/3641>. Acesso em: 10 maio 2024.

RAJARAM, S.; HETTEL, G. P. **Wheat breeding at CIMMYT**: Commemorating 50 years of research in Mexico for global wheat improvement. Wheat: An Essential Crop, 1-20, 1994. Disponível em: <https://repository.cimmyt.org/server/api/core/bitstreams/46dd3267-2e83-4336-9eb7-83fd396e0fdd/content>. Acesso em: 15 maio 2024.

REZENDE, J. D. S.; OLIVEIRA NETO, O. J.; SILVA, K. A. Volatilidade e transmissão dos preços internacionais do trigo para os preços domésticos do trigo e derivados no Brasil. **Revista de Pesquisa de Estudos Futuros: Tendências e Estratégias**, [S.], v. 1, p. 132–159, 2018. DOI: 10.24023/FutureJournal/2175-5825/2018.v10i1.334. Disponível em: <https://www.revistafuture.org/FSRJ/article/view/334>. Acesso em: 10 maio 2024.

SILVA, C. G.; MELO, L. C. P. (coord). **Ciência, tecnologia e inovação**: desafio para sociedade brasileira. Livro Verde. Brasília. Ministério da Ciência., 2001. 250p.

SILVA, S. C.; ASSAD, E. D. Zoneamento de riscos climáticos para o arroz de sequeiro nos estados de Goiás, Mato Grosso, Mato Grosso do Sul, Minas Gerais, Tocantins e Bahia. **Revista Brasileira de Agrometeorologia**, Santa Maria, v. 9, n. 3, p. 536-543, 2001. Disponível em: <https://ainfo.cnptia.embrapa.br/digital/bitstream/doc/210523/1/rba-2001.pdf>. Acesso em: 12 maio 2024.

SOUZA, R. G.; VIEIRA FILHO, J. E. R. Produção de Trigo no Brasil: Indicadores Regionais e Políticas Públicas. **Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada - Ipea**, Brasília, 33p. 2020. Disponível em: https://repositorio.ipea.gov.br/bitstream/11058/10315/1/td_2608.pdf. Acesso em: 05 jan. 2024.



EFEITO DO TÍTULO DE PROPRIEDADE DA TERRA SOBRE A RENDA RURAL: ESTIMAÇÃO COM A ABORDAGEM DE DECOMPOSIÇÃO

Eduardo Rodrigues de Sousa Neto

Engenheiro Agrônomo. Doutorando em Políticas Públicas pelo Programa de Pós-Graduação em Políticas Públicas da Universidade Estadual do Ceará (PPGPP/UECE). Fortaleza-CE. Perito Federal Agrário no Instituto Nacional de Colonização e Reforma Agrária.

Lattes: <http://lattes.cnpq.br/7421918654279971>.

Orcid: <https://orcid.org/0000-0001-9154-6508>

Vítor Hugo Miro Couto Silva

Economista. Doutor em Economia pelo Programa de Pós-graduação em Economia da Universidade Federal do Ceará (CAEN/UFC). Fortaleza-CE. Professor do Programa de Pós-Graduação em Economia Rural (PPGER/UFC).

Lattes: <http://lattes.cnpq.br/5332657654400413>

Orcid: <https://orcid.org/0000-0002-5392-8764>.

RESUMO

Considerando a relevância do título de propriedade da terra na determinação da renda rural, o presente artigo se propõe a mensurar o efeito da propriedade da terra sobre os rendimentos de atividades rurais no Brasil, apresentar uma singela atualização e contribuir para a literatura já existente. Para isso, foram utilizados os dados da PNAD 2014 e estima-se equações de rendimentos de modo a determinar a contribuição de um conjunto de variáveis explicativas na composição da renda no meio rural. Também foi empregado o método de decomposição de Oaxaca-Blinder com o objetivo de estimar o diferencial de rendimentos entre proprietários e não-proprietários. Os resultados mostram que a propriedade da terra se relaciona positivamente e de forma significativa com a renda no meio rural, tal que indivíduos que detenham a propriedade da terra têm renda aproximadamente 17% superior à dos não proprietários. A aplicação da decomposição de Oaxaca-Blinder mostrou um diferencial favorável aos não-proprietários, apesar do componente não explicado confirmar que a propriedade da terra contribui positivamente para um diferencial de renda (em aproximadamente 21%).

Palavras-chave:

Rendimentos rurais

Propriedade da terra

Análise econométrica.

EFFECT OF LAND PROPERTY RIGHTS ON RURAL INCOME: ESTIMATION WITH THE DECOMPOSITION APPROACH

ABSTRACT

Keywords:

Rural income

Land ownership

Econometric analysis.

Considering the relevance of land title to rural income, the present paper proposes to measure the effect of land ownership on the income of rural activities in Brazil, present a simple update and contribute to the previous literature. For the construction of the model, PNAD 2014 data were used related to variables such as income, land ownership, type of activity, condition of occupation, demographic and social characteristics. It has been observed that the condition of owner is positively and significantly related to income in the rural environment, such that individuals who own land have an income approximately 17% higher than that of non-owners. The Oaxaca-Blinder decomposition method was also used to estimate the income differential between landowners and non-landowners. The results show that land ownership is positively and significantly related to income in rural areas, such that individuals who own land have approximately 17% more income than non-landowners. The application of the Oaxaca-Blinder decomposition showed a favorable differential to non-landowners, although the unexplained component confirms that land ownership contributes positively to an income differential (by approximately 21%).

1 INTRODUÇÃO

A determinação de rendimentos e da renda é um tema frequentemente abordado na literatura econômica. Entre os fatores associados à renda são incluídos elementos de acumulação de capital humano, tais como faixa etária, escolaridade, experiência, sexo, entre outros. Em geral, os estudos distinguem as rendas das populações urbana e rural e atentam, inclusive, para a natureza das atividades predominantes em cada um desses espaços.

No meio rural, os estudos relacionados à composição dos rendimentos, além dos aspectos mais comuns já mencionados, levam em consideração se a atividade desenvolvida é ou não agrícola. Costuma-se considerar, ainda, se o trabalho é realizado na condição de empregado ou empregador, se por conta própria, entre outras possibilidades. De um modo geral, a literatura especializada tem demonstrado que todos esses fatores impactam na renda da população rural. Laurenti, Pellini e Telles (2015), por exemplo, identificaram que a renda de pessoas residentes no meio rural é, cada vez mais, oriunda de atividades não agrícolas.

Um fator que ainda é pouco abordado nesse tipo de estudo é a condição da propriedade de um dos principais fatores de produção do meio rural: a terra. Esse elemento, a terra, por razões óbvias, é especialmente relevante ao se analisar o potencial de geração de renda no meio rural, principalmente no que diz respeito ao desenvolvimento das atividades

agrícolas. Na escassa literatura existente a esse respeito no Brasil destacam-se os textos de Feijó (2008; 2010).

A atividade agrícola, ao ser analisada sob o aspecto da relação entre o uso e a posse regular da terra, apresenta grande diversidade. Além da possibilidade de o agricultor ser o proprietário da área onde a atividade é desenvolvida, pode-se observar explorações na condição de parceiro, meeiro, arrendatário, posseiro, entre outras alternativas. É de se esperar que a condição do agricultor em relação à propriedade da área explorada afete a forma como se dá essa exploração e, conseqüentemente, interfira na renda proporcionada pela atividade desenvolvida. Desse modo, assim como é importante considerar características do grau de instrução, idade e experiência do agricultor, tecnologia empregada e localização do empreendimento, não se pode desconsiderar a condição, se proprietário ou não da terra, na qual o agricultor desenvolve sua atividade.

O fato de o agricultor ser proprietário da terra muda sua relação com esse fator de produção. Para Lambais (2016), o desacoplamento entre direito de propriedade da terra e uso dela para produzir gera diferentes escolhas ocupacionais (alocação de trabalho para dentro ou fora da propriedade), podendo impactar a produtividade agrícola do estabelecimento. O agricultor-proprietário é responsável por manter as características positivas da área. Assim, ele deverá se preocupar, por exemplo, com a adoção de práticas de manejo que preservem ou aumentem a fertilidade do solo. Os custos de produção, nesse caso, serão diferentes daqueles onde essa preocupação não existe ou não seja tão relevante e, por consequência, os rendimentos devem ser também diferentes. Outra possibilidade é o uso da propriedade da terra como garantia para a obtenção de financiamento da produção. Com maior possibilidade de acesso ao crédito, crescem as chances de se investir em tecnologias que permitam ganhos de produtividade, o que, também, pode influenciar na renda.

É de se destacar, ainda, que, ao se desconsiderar esse elemento, pode-se estar superestimando ou subestimando outros fatores incluídos na composição da renda das áreas rurais. Segundo Ney e Hoffman (2003), se uma variável omitida tem repercussão positiva sobre o rendimento e é diretamente correlacionada com variáveis incluídas no modelo, superestimam-se os coeficientes e a contribuição marginal das variáveis incluídas nesse modelo.

Evidencia-se, assim, a importância de se incluir o fator propriedade da terra nas análises relacionadas à geração de renda no meio rural. Expostas as justificativas para a realização deste trabalho, elegeu-se como problema de pesquisa a seguinte questão: qual o

efeito da propriedade da terra na determinação da renda rural? A hipótese aqui considerada, com base na literatura existente, é de que este efeito é positivo e de magnitude significativa. Para verificar a validade dessa hipótese, são analisados dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2014 relacionados com as variáveis de renda, propriedade da terra, tipo de atividade, condição da ocupação, além de características demográficas e sociais. Assim como realizado por Feijó (2008; 2010), a análise empírica aqui aplicada estima equações de rendimentos com o objetivo de obter a contribuição de um conjunto de características selecionadas sobre a renda média no meio rural, dando-se ênfase aos efeitos da variável “propriedade da terra” nesse modelo.

Buscando apresentar uma contribuição para a literatura sobre esse tema, emprega-se, ainda, o método de decomposição de Oaxaca-Blinder para estimar os diferenciais de rendimentos entre proprietários e não proprietários de terras, verificando se o uso dessa metodologia acrescenta novos elementos para a análise. Para tanto, considera-se que, como apresentado recentemente na literatura de economia do trabalho, sob certas suposições de identificação/estimação, é possível, por meio da aplicação do método de decomposição de Oaxaca-Blinder, obter estimativas do efeito causal médio da posse da terra sobre os rendimentos.

Este capítulo contém, além desta introdução, cinco seções. A segunda seção do trabalho apresenta uma revisão de literatura onde são abordados aspectos relacionados à influência da propriedade da terra sobre a renda rural, tema do presente trabalho. A terceira seção se dedica a apresentar uma análise exploratória dos dados empregados, compreendendo estatísticas descritivas das variáveis adotadas na análise, com destaque à questão da propriedade da terra. Em seguida, são apresentados, respectivamente, o arcabouço metodológico adotado e os resultados da pesquisa. A última seção traz as considerações finais.

2 PROCESSO DE TOMADA DE DECISÃO, DIREITO DE PROPRIEDADE DE TERRA E RENDA RURAL

Conforme discutido na literatura, a pobreza rural e a falta de oportunidades têm como origem as diferentes condições de acesso dos produtores aos fatores de produção, além de sua baixa capacidade de transformar a realidade, o que se traduz em baixa produtividade, rendimentos reduzidos e na renovação do ciclo de pobreza (Belik, 2015). Por

isso, afirma o autor que o acesso restrito aos fatores de produção deveria ser objeto de programas públicos que pudessem transformar a realidade do campo brasileiro.

Ao fazer referência a processos que envolvem e acarretam transformações sociais, Rodriguez e Conterato (2016) mencionam que é necessário o entendimento do cotidiano das pessoas, na forma como estas negociam, a partir da sua realidade (englobando condições, necessidades e desejos), os “processos exógenos” (condições estruturais como mercantilização e modernização da agricultura) com os “recursos endógenos” (capitais, conhecimento, experiência, condições ambientais, teia de significados e modos de vida).

Nessa linha, Panno e Machado (2016), em abordagem sobre a Teoria da Decisão, dizem que o planejamento é parte de um processo que envolve escolhas e geralmente são influenciadas por uma série de fatores internos e externos, micro e macroambientais. Ainda segundo os autores, o grau de complexidade de uma decisão depende dos elementos disponíveis para o processo decisório, dos riscos inerentes e das consequências que esta decisão trará para o futuro do decisor. Assim, na agricultura, as decisões cotidianas podem adquirir status mais ou menos complexos, dependendo do volume de produção e da representatividade econômica dessa produção para a família.

Percebe-se, assim, que o processo de tomada de decisão é influenciado por aspectos diversos, entre os quais pretende-se aqui destacar o direito de propriedade. No entendimento de Feijó (2008), o comportamento do agente produtivo depende dos direitos de propriedade e, por isso, os sistemas de propriedade afetam os processos de escolha e de decisão dos agentes, condicionando o resultado econômico. Assevera o autor que, no caso da agricultura, restrições nos direitos de propriedade reduzem o incentivo para investir em melhoria da terra no longo prazo, pois, considerando-se a estrutura legal dos direitos de propriedade, não se alocam recursos em projetos com retorno futuro duvidoso.

Feijó (2008) considera também que o direito de propriedade, diferente de um insumo de produção, atua de modo análogo a uma tecnologia catalisadora da produção associada a certo uso de um vetor de insumos. Para o autor, quem é dono da terra tem um compromisso maior com ela, investe mais, pensa no longo prazo, se preocupa mais com a conservação do solo. Não apenas porque pretende continuar indefinidamente a trabalhar e viver do fruto de seu empenho na terra, mas também porque a preservação do ativo fundiário em boas condições lhe possibilitará vender eventualmente a propriedade em condições favoráveis, obtendo um melhor valor por ela.

É de se esperar que o direito de propriedade, influenciando o processo decisório, interfira, também, no resultado econômico das atividades desenvolvidas. No entanto, ainda

nos dizeres de Feijó (2008), a economia tradicional não levava em conta a relação entre direitos de propriedade e o desempenho da unidade produtiva, mas, nos últimos anos, começaram a aparecer estudos nos quais se busca estimar como os direitos de propriedade afetam o desempenho produtivo. O autor afirma também que a análise de produção não pode mais ser feita considerando-se apenas o nível dos fatores de produção empregados e a escolha de tecnologias. Deve-se considerar, também, o aspecto da propriedade dos recursos no cálculo da eficiência alocativa e na estimação do resultado da produção.

Em outro estudo, Feijó (2015) afirma que a reforma patrimonial no campo seria uma maneira de melhorar a condição de vida de milhões de pessoas que possuem acesso à terra em bases precárias ou que não possuem a posse de nenhuma gleba que lhes possibilitem assentar-se como agricultores. Para o autor, a titularidade de um expressivo pedaço de terra constituiria um elemento importante para viabilizar um negócio rentável, apesar da necessidade de se adotar simultaneamente outros cuidados no contexto de uma política de desenvolvimento rural.

Ainda de acordo com Feijó (2015), direitos de propriedade da terra rural, na forma de título agrário, devem presumidamente afetar o resultado econômico. Para ele, direitos de propriedade configuram uma instituição, uma regra social de comportamento, algo que afeta a conduta econômica dos agentes e, como tal, é determinante para os resultados do processo econômico. O estudioso afirma ainda que há um evidente ganho de eficiência quando o Estado assegura os direitos de propriedade da terra, por meio da reforma agrária, pela distribuição de títulos de propriedade às pessoas.

Para Medeiros (2015), os efeitos do acesso à terra sobre a situação das famílias vem sendo objeto, nas três últimas décadas, de acirradas disputas políticas, que se alimentam de dados de pesquisa, quer para demonstrar os aspectos positivos da política de assentamentos, quer para apontar sua desestruturação e abandono de lotes e, portanto, ineficácia em termos de melhora das condições de vida da população rural. Fernandes (2015), por sua vez, afirma que a reforma agrária continua sendo um tema atual. As mudanças agrárias dos últimos cinquenta anos e os trinta anos da experiência brasileira de reforma agrária ofereceram diversos parâmetros para analisarmos as políticas públicas resultantes desse processo.

Galindo *et al.* (2014), em estudo que avalia os impactos regionais do Programa Nacional de Crédito Fundiário, modalidade específica de intervenção na estrutura fundiária, sugeriram que a existência de uma relação positiva entre a regularização de títulos de propriedade e a produtividade pode estar relacionada ao fato de o título da terra aliviar a

restrição de crédito aos produtores (principalmente pequenos agricultores). Sugerem os autores, então, que uma menor restrição de crédito poderia permitir investimentos e levar ao aumento da produção e da produtividade.

Feijó (2015) diz que a falta de titularidade da terra não se trata de um problema apenas para os chamado sem-terra, uma vez que diversos agricultores familiares possuem a posse precária da terra onde trabalham, e não a sua titularidade, o que os deixa desamparados e torna a atividade agrícola mais arriscada. Neste sentido, para o autor, as oportunidades de trabalho dos indivíduos também estão ligadas aos direitos de propriedade que eles exercem, uma vez que aqueles com pouca propriedade possuem capacidade limitada de realizar investimentos produtivos e de estabelecerem diversos tipos de arranjos contratuais.

Ney e Hoffmann (2008) afirmam que a capacidade de uma família rural acender às ocupações não agrícolas pode ser limitada pela escassez de ativos como educação, conhecimentos e habilidades específicas e forma de riquezas líquidas, como a terra, que possam servir como garantia de empréstimos e, por isso, são importantes para o acesso ao crédito para ser investido não só na agricultura como também em atividades industriais e de serviços. Segundo os autores, é comum encontrar na literatura a hipótese de que o nível de renda não agrícola das famílias rurais deve ser negativamente correlacionado com a posse de terra, pois as famílias com pouca terra têm uma dependência maior do rendimento não agrícola se comparadas às famílias com grandes propriedades. Contudo, essa não é necessariamente a realidade encontrada nos países em desenvolvimento uma vez que, se por um lado, a escassez de terra e a insuficiência de renda obtida no setor primário aumenta a necessidade de as famílias ascenderem às atividades não agrícolas, por outro, limita sua capacidade de ascensão.

As considerações apresentadas nessa breve revisão da literatura apontam a importância da discussão sobre a característica propriedade da terra e sua relação com o debate promovido na busca pelo desenvolvimento rural. A seguir, depois de detalhada a base de dados e a metodologia utilizada neste trabalho, apresentam-se os resultados apurados e a discussão deles decorrentes.

3 UMA BREVE ANÁLISE EXPLORATÓRIA DOS DADOS

Os dados para a elaboração do presente artigo foram extraídos da Pesquisa Nacional por amostra de Domicílios (PNAD) de 2014, realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). A PNAD 2014 é composta por 362.627 observações. O

presente trabalho, em função do tratamento dos dados que será especificado a seguir, trabalhou com 12.865 observações.

A Tabela 1 apresenta os valores mínimos, máximos e médios, além do desvio-padrão das variáveis renda, logaritmo natural da renda, escolaridade, horas trabalhadas, logaritmo natural das horas trabalhadas, área do empreendimento para empregadores e trabalhadores por conta própria e logaritmo natural da área.

Tabela 1 – Estatísticas descritivas de algumas das variáveis estudadas (valores mínimo, máximo e médio e desvio-padrão) – Brasil (2014).

Variável	Valor			Desvio-padrão
	Mínimo	Máximo	Médio	
Renda	1	50.001,00	979,88	1.185,45
Ln da renda	0	10,82	6,53	0,87
Escolaridade, em anos	0	15	5,99	4,14
Horas trabalhadas por semana	1	98	39,66	13,41
Ln das horas trabalhadas	0	4,584968	3,60	0,48
Área do empreendimento – Empregador (m ²)	0	10.000.000	10.579,82	209.244,1
Área do empreendimento – Conta própria (m ²)	0	9.999.999	67.459,73	349.760,7
Ln da área	0	16,12	3,14	5,06

Fonte: Elaborada pelo autor (2018), a partir dos dados da PNAD/IBGE (2014).

A Tabela 2 traz as médias de renda, escolaridade, idade e horas trabalhadas destacando os valores para os grupos de proprietários e não proprietários e para cada região do país. Observa-se que a renda média dos proprietários é quase 35% superior à dos que não possuem a propriedade da terra. No entanto, a escolaridade média dos proprietários é quase 30% inferior à dos não proprietários que também são, na média, mais jovens dos que os indivíduos do primeiro grupo. Já a quantidade de horas trabalhadas não apresenta grandes diferenças nas duas características dessa variável.

Tabela 2 – Perfil da amostra por região e para os grupos proprietários e não proprietários – Brasil e grandes regiões (2014).

Região	Variável	Geral		Proprietário		Não proprietário	
		Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão
Brasil	Renda	979,88	1.185,45	1.227,97	2.025,06	910,32	792,35
	Escolaridade	5,99	4,14	4,58	3,72	6,39	4,16
	Idade, em anos	37,79	12,74	47,12	11,01	35,17	11,93
	Horas trabalhadas	39,66	13,41	40,35	14,99	39,47	12,93
Norte	Renda	1.000,45	1.436,20	1.099,58	2.131,86	955,53	966,21
	Escolaridade	5,81	4,15	4,38	3,66	6,46	4,19
	Idade, em anos	38,19	12,57	45,88	11,16	34,70	11,59
	Horas trabalhadas	38,60	12,42	36,54	12,97	39,54	12,04
Nordeste	Renda	619,79	671,10	576,26	1.167,97	629,60	494,22
	Escolaridade	5,30	4,28	3,19	3,42	5,77	4,31
	Idade, em anos	36,30	12,59	45,94	11,54	34,13	11,78
	Horas trabalhadas	36,64	13,15	36,49	13,43	36,67	13,08
Sudeste	Renda	1.112,08	1.057,48	1.553,76	1.732,54	1.026,04	841,01
	Escolaridade	6,36	3,89	5,33	3,63	6,56	3,91
	Idade, em anos	38,16	12,67	48,74	10,27	36,10	12,06
	Horas trabalhadas	41,96	12,37	44,79	12,42	41,41	12,29
Sul	Renda	1.397,72	1.447,04	1.855,22	2.248,55	1.205,33	851,88
	Escolaridade	7,15	3,82	5,97	3,50	7,65	3,84
	Idade, em anos	39,33	13,02	48,35	10,29	35,54	12,16
	Horas trabalhadas	42,85	14,25	45,99	17,15	41,53	12,60
Centro-Oeste	Renda	1.328,27	1.456,05	2.029,02	3.218,85	1.215,33	841,69
	Escolaridade	6,28	3,99	5,67	3,88	6,38	4,00
	Idade, em anos	39,25	12,63	50,50	10,12	37,44	12,04
	Horas trabalhadas	43,37	13,85	46,12	16,52	42,93	13,33

Fonte: Elaborada pelo autor (2018), a partir dos dados da PNAD/IBGE (2014).

Uma estatística que chama a atenção, fazendo referência ainda à Tabela 3, é o fato de a região Nordeste ser a única onde a renda média dos não proprietários é maior que a dos

proprietários. Já o Norte é a única região onde a média das horas trabalhadas pelos não proprietários é maior que a dos proprietários.

A Tabela 3 mostra a proporção de proprietários, chefes de família e mulheres e a distribuição das observações em relação às variáveis de idade, cor, região e tipo de ocupação que compõem a amostra. Nela, pode-se observar que quase 22% das observações dizem respeito a proprietários de terra. A maior parte das informações coletadas, aproximadamente 57%, é de chefes de família. Além disso, pouco mais de 25% da amostra é composta por mulheres. Percebe-se, ainda, que quase 70% das pessoas consideradas neste trabalho têm até 44 anos de idade e quase 65% são autodeclarados não brancos. A maior parte das observações está relacionada às regiões Norte e Nordeste, com predomínio dessa última, que apresenta mais de 36% dos indivíduos amostrados. O tipo de ocupação que predomina na amostra é o de empregados, mais de 71% do total de observações. Já os empregadores representam pouco mais de 1% do total da amostra.

Tabela 3 – Composição proporcional da amostra adotada na análise.

Característica	Proporção
Proprietário	21,89%
Chefe de família	57,25%
Mulher	25,01%
Indivíduos entre 15 e 24 anos	17,71%
Indivíduos entre 25 e 34 anos	25,87%
Indivíduos entre 35 e 44 anos	24,58%
Indivíduos entre 45 e 54 anos	19,69%
Indivíduos entre 55 e 64 anos	11,59%
Indivíduos 65 anos ou mais	0,55%
Indivíduos brancos	35,79%
Indivíduos pretos	8,14%
Indivíduos amarelos	0,21%
Indivíduos pardos	54,98%
Indivíduos indígenas	0,86%
Região Norte	19,14%
Região Nordeste	36,39%
Região Sudeste	18,21%
Região Sul	16,67%
Região Centro-Oeste	9,57%
Empregados	71,35%
Trabalhadores conta própria	27,64%
Empregadores	1,00%

Fonte: Elaborada pelo autor (2018), a partir dos dados da PNAD/IBGE (2014).

Na Tabela 4 destaca-se a proporção de proprietários e os tipos de ocupação para os grupos proprietários e não proprietários. Também são apresentadas as informações para o país e para cada uma das regiões.

Tabela 4 – Proporção de proprietários e tipos de ocupação – Brasil e grandes regiões (2014).

Região	Característica	Geral	Proprietário	Não proprietário
Brasil	Proprietário	21,89%		
	Empregado	71,35%	0,14%	91,32%
	Conta própria	27,64%	95,84%	8,52%
	Empregador	1,00%	4,01%	0,15%
Norte	Proprietário	31,18%		
	Empregado	61,39%	0,13%	89,14%
	Conta própria	37,39%	96,35%	10,68%
	Empregador	1,22%	3,51%	0,18%
Nordeste	Proprietário	18,39%		
	Empregado	73,21%	0,23%	89,66%
	Conta própria	26,08%	96,40%	10,23%
	Empregador	0,70%	3,37%	0,10%
Sudeste	Proprietário	16,30%		
	Empregado	77,55%	0,00%	92,65%
	Conta própria	20,66%	91,36%	6,88%
	Empregador	1,79%	8,64%	0,46%
Sul	Proprietário	29,60%		
	Empregado	65,13%	0,00%	92,51%
	Conta própria	34,31%	98,11%	7,48%
	Empregador	0,56%	1,89%	0,00%
Centro-Oeste	Proprietário	13,88%		
	Empregado	83,28%	0,58%	96,60%
	Conta própria	15,74%	92,39%	3,39%
	Empregador	0,97%	7,01%	0,00%

Fonte: Elaborada pelo autor (2018), a partir dos dados da PNAD/IBGE (2014).

Os dados apresentados mostram que entre os que não possuem terras se observa a predominância da condição de empregado, quase 92% dos indivíduos, e é rara a condição de empregador. Em compensação, mais de 95% dos proprietários trabalham por conta própria e poucos figuram como empregados. Além disso, verifica-se que a maior proporção de proprietários está no Norte, onde também a fração de trabalhadores por conta própria é maior. Já a menor proporção de proprietários é observada no Centro-Oeste, onde também se verifica o maior percentual de indivíduos trabalhando como empregados.

4 METODOLOGIA

A informação de renda, base da variável dependente do modelo, adveio da variável V4719, que informa o rendimento mensal de todos os trabalhos para pessoas a partir de 10 anos de idade. Usou-se o logaritmo natural da renda, tal que os coeficientes do modelo estimado representam a elasticidade ou a semi-elasticidade, a depender do caso, de cada variável explicativa em relação à renda. Além disso, foram construídas as seguintes variáveis explicativas:

- Proprietário: construída a partir da variável V9021 da PNAD 2014, a *dummy* “*propr*” assume o valor 1 quando o indivíduo é o proprietário da terra, e 0 em caso contrário;
- Chefe de família: considerando a variável V0401, a *dummy* “*chefe_familia*” identifica se o indivíduo é a pessoa de referência no domicílio, atribuindo-se 1, em casos positivos, e 0, caso contrário;
- Gênero: a *dummy* “*mulher*” identifica o gênero das pessoas, atribuindo 1 para o sexo feminino e 0 para o masculino. Construída a partir da variável V0302;
- Grupos etários: agruparam-se as observações por idade, em seis grupos. No primeiro, ficaram pessoas de 15 a 24 anos (grupo de referência). No segundo, de 25 a 34. Os indivíduos do terceiro grupo tinham entre 35 e 44 anos e do quarto, entre 45 e 54. O quinto grupo era o das pessoas entre 55 e 64 anos, e o sexto composto por quem já havia completado pelo menos 65 anos de idade. Foi atribuído um conjunto de *dummies*, “*d_idade**”, assumindo o valor 1 para o grupo ao qual o indivíduo pertencia e 0 para as demais;
- Cor / raça: a partir da variável V0404, foram agrupadas as observações em cinco grupos de cor. As *dummies* de cor 1, 2, 3, 4 e 5 correspondem, respectivamente, a indivíduos autodeclarados brancos (grupo de referência), pretos, amarelos, pardos e indígenas. No conjunto de *dummies* “*d_color**” atribuiu-se o valor 1 para o grupo ao qual o indivíduo pertencia e 0 para as demais;
- Região: com base na Unidade da Federação à qual pertence o indivíduo, agrupa as observações nas cinco regiões geográficas do Brasil. As *dummies* de região 1, 2, 3, 4 e 5 correspondem, respectivamente, às regiões Norte, Nordeste (grupo de referência), Sudeste, Sul e Centro-Oeste. No conjunto de *dummies* “*d_regiao**” atribuiu-se valor 1 para a região onde o indivíduo residia e 0 para as demais;
- Tipo de ocupação: a partir da variável V4715 se distinguiu os indivíduos como empregados (grupo de referência), empregadores ou trabalhadores por conta própria. Assim, no conjunto de *dummies* “*d_ocup**”, o indivíduo assumia o valor 1 para determinado tipo de ocupação e 0 para as demais;
- Escolaridade: a variável “*escolaridade*” é definida a partir dos anos de estudo do indivíduo, obtida a partir de V4803;
- Horas trabalhadas: baseada em V9058, a variável “*ln_htrab*” é dada pelo logaritmo natural da quantidade de horas trabalhadas na semana pelo indivíduo;

- Área do empreendimento: a variável “ \ln_area ” refere-se ao logaritmo natural da área de empreendimentos agrícolas dos indivíduos classificados como empregadores ou trabalhadores por conta própria. Ela foi construída a partir da manipulação das variáveis V9152, V9157, V9162, V9154, V9159, V9164, V9202, V9207, V9212, V9204, V9209 e V9214 da PNAD 2014. Foram excluídas áreas de até 500 m² e maiores que 1.000 hectares.

A partir desses dados, estimou-se um modelo de regressão linear múltipla, usando o método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). As equações de rendimento estimadas serão utilizadas na aplicação do método de decomposição de Oaxaca-Blinder.

4.1 A decomposição de Oaxaca-Blinder

O método de decomposição de Oaxaca-Blinder, desenvolvido independentemente por Oaxaca (1973) e Blinder (1973), é um dos métodos mais tradicionais na literatura aplicada de economia do trabalho. Tal método provê uma forma de decompor diferenciais ou variações de rendimentos entre dois grupos (ou períodos) em dois componentes. O primeiro componente é atribuído a diferenças na composição entre dois grupos, denominado efeito explicado, efeito dotação ou composição. O outro componente representa o retorno das características em cada grupo e é denominado como efeito não-explicado, efeito dos coeficientes ou efeito-preço. Uma das grandes vantagens do método está na possibilidade de apresentar esses dois efeitos de forma detalhada, destacando a contribuição de cada variável explicativa.

Com foco no diferencial de rendimentos entre os grupos de proprietários e não proprietários das terras, adota-se uma variável binária G_i para designar se cada indivíduo i de uma amostra (com $i = 1, \dots, N$) é ou não proprietário das terras em que trabalha.

Dessa forma $G_i = 1$ define o grupo de proprietários e $G_i = 0$ o grupo de não proprietários. Assim, a expectativa condicional de rendimentos, Y_i , dado um vetor de covariadas, $X_i \in X \subset \mathbb{R}^K$, é dada por:

$$\mathbb{E}[Y_i|X_i, G_i = g] = X_i\beta_g + \varepsilon_{ig}, \quad \text{para } g = 0,1 \quad [1]$$

Seguindo o método de decomposição, o diferencial de rendimentos esperado entre os dois grupos é escrito da seguinte forma:

$$\Delta = \mathbb{E}[Y_i|X_i, G_i = 1] - \mathbb{E}[Y_i|X_i, G_i = 0]$$

$$\Delta = \mathbb{E}[X_i|G_i = 1]\beta_1 + \mathbb{E}[\varepsilon_{i1}|G_i = 1] - \mathbb{E}[X_i|G_i = 0]\beta_0 + \mathbb{E}[\varepsilon_{i0}|G_i = 0]$$

E uma vez que $\mathbb{E}[\varepsilon_g|G_i = g] = 0$ para $g = 0,1$, tem-se:

$$\Delta = \mathbb{E}[X_i|G_i = 1]\beta_1 - \mathbb{E}[X_i|G_i = 0]\beta_0$$

Como é usual na aplicação do método de decomposição, computa-se um resultado contrafactual simulando uma situação em que o conjunto de características dos proprietários é remunerado de acordo com os retornos dos não proprietários, ou seja, $\mathbb{E}[X_i|G_i = 1]\beta_0$. Após algumas manipulações algébricas obtém-se:

$$\Delta = \mathbb{E}[X_i|G_i = 1](\beta_1 - \beta_0) + (\mathbb{E}[X_i|G_i = 1] - \mathbb{E}[X_i|G_i = 0])\beta_0 \quad [2]$$

Definindo $\Delta_S = \mathbb{E}[X_i|G_i = 1](\beta_1 - \beta_0)$ e

$\Delta_X = (\mathbb{E}[X_i|G_i = 1] - \mathbb{E}[X_i|G_i = 0])\beta_0$, tem-se:

$$\Delta = \Delta_S + \Delta_X \quad [3]$$

Em termos dos valores estimados a partir de uma amostra, a decomposição do diferencial de rendimentos é dada por:

$$\begin{aligned} \widehat{\Delta} &= \bar{X}_1(\widehat{\beta}_1 - \widehat{\beta}_0) + (\bar{X}_1 - \bar{X}_0)\widehat{\beta}_0 \\ \widehat{\Delta} &= \widehat{\Delta}_S + \widehat{\Delta}_X \end{aligned} \quad [4]$$

O primeiro termo $\widehat{\Delta}_S$ representa o chamado componente não explicado (pelas características observadas) que, de certa forma, apresenta uma estimativa do quanto o diferencial de rendimentos é dado por diferenças nos retornos das características, consideradas como variáveis explicativas na equação de rendimentos. Por sua vez, o termo $\widehat{\Delta}_X$ é denominado efeito explicado, e é o componente do diferencial explicado por diferenças na composição de características entre os dois grupos (proprietários e não proprietários).

Conciliando o método de decomposição com a literatura estatística e econométrica sobre avaliação de impacto, artigos recentes de Fortin, Lemieux e Firpo (2011) e Słoczyński (2015) observaram que o componente não explicado $\widehat{\Delta}_S$ fornece um estimador consistente

do efeito populacional médio do tratamento sobre os tratados (PATT). Como demonstrado por Kline (2011), o componente não explicado da decomposição de Oaxaca-Blinder padrão é equivalente a um estimador ponderado baseado em modelos lineares para a probabilidade de ser tratado.

Seguindo essa literatura, a propriedade da terra é definida como um tratamento, representado por $G_i = 1$. Dessa forma, identifica-se dois resultados potenciais para cada indivíduo i , tal que $Y_i(1)$ é o resultado para os tratados e, $Y_i(0)$ é o resultado potencial para indivíduos não tratados. Apenas um dos resultados potenciais é realmente observável para cada indivíduo, de forma que o outro se configure em um resultado contrafactual. O resultado observado é denotado por Y_i . Consequentemente,

$$Y_i = Y_i(1)G_i - Y_i(0)(1 - G_i) \quad [5]$$

Em geral, os efeitos de um tratamento são calculados sobre várias (sub) populações de interesse. O resultado médio sobre uma subpopulação de indivíduos tratados é denominado Efeito Médio do Tratamento sobre os Tratados (*Average Effect of Treatment on the Treated* – ATT), determinada por:

$$\tau_{ATT} = E[Y_i(1) - Y_i(0) | G_i = 1] \quad [6]$$

5 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Nesta seção são apresentados os resultados obtidos a partir das estimações de equações de rendimentos e da aplicação do método de decomposição de Oaxaca-Blinder.

O fato de a variável dependente no modelo ser o logaritmo natural da renda faz com que os coeficientes estimados de cada variável explicativa representem a elasticidade ou a semi-elasticidade, a depender do caso, de cada uma dessas variáveis em relação à renda. Assim, quando a variável explicativa é também o logaritmo natural de alguma informação, casos da \ln_htrab (logaritmo natural das horas trabalhadas na semana) e \ln_area (logaritmo natural da área do empreendimento), o coeficiente aponta a elasticidade renda em relação a essa variável. Ou seja, o coeficiente de \ln_htrab indica a variação percentual na renda provocada pelo aumento de um ponto percentual na quantidade de horas trabalhadas por semana. Esse mesmo raciocínio aplica-se à variável \ln_area . A variável escolaridade, por sua

vez, é medida em anos de estudos. Nesse caso, o valor do coeficiente aponta a variação percentual na renda do indivíduo provocada por cada acréscimo de um ano de estudo.

Os coeficientes de cada uma das variáveis *dummies*, por outro lado, indicam a diferença percentual na renda dos indivíduos daquela categoria em relação aos indivíduos da categoria tomada como base. Ou seja, o coeficiente da *dummy* “*prop*” aponta a diferença percentual da renda dos proprietários em relação aos não proprietários; o da *dummy* mulher, a diferença percentual da renda das mulheres em relação à dos homens, e assim sucessivamente.

A Tabela 5 apresenta as estimativas dos coeficientes da equação de rendimentos, e respectivos desvio-padrão. Considerando as estimativas para a equação de rendimentos, com base na amostra completa e com a condição de proprietário captada por uma variável *dummy*, observa-se a significância estatística a 1% de praticamente todas as variáveis explicativas do modelo, com exceção, apenas, dos coeficientes associados aos empregadores e aos indivíduos autodeclarados de cor amarela. É importante destacar que os resultados obtidos nesta primeira estimação estão bastante alinhados aos resultados obtidos por Feijó (2008; 2010) e Ney e Hoffmann (2003).

Fazendo a leitura dos resultados dessa primeira estimação, a variável “proprietário”, que vem sendo destacada ao longo do trabalho, mostrou-se positivamente relacionada com a renda. O coeficiente estimado para essa variável foi de 0,17, sugerindo que indivíduos que detenham a propriedade da terra têm renda esperada aproximadamente 17% superior à dos não proprietários. Esse resultado responde, preliminarmente, o problema de pesquisa do presente ensaio sobre qual o efeito da propriedade da terra na determinação da renda rural. Além disso, deve ser destacado que o índice encontrado aproxima-se dos valores observados por Feijó (2008; 2010) que, analisando as PNAD’s 1992, 1993, 1999, 2001, 2002, 2003 e 2005, observou coeficientes para essa variável entre 0,1792 e 0,2900.

O resultado da regressão para a variável “proprietário” sugere que a condição de propriedade da terra deve ser considerada na elaboração de modelos que pretendam determinar a composição da renda na área rural, assim como conclui Feijó (2008; 2010). A não inclusão de uma informação capaz de identificar se o indivíduo no meio rural é ou não proprietário de terra pode provocar equívocos na determinação dos eventuais coeficientes incluídos no modelo que poderão, a depender da interação com a renda e com a própria condição de propriedade de terra, ser superestimados ou subestimados.

Outras variáveis também se mostram bastante relevantes e merecem comentários. A condição de chefe de família mostrou-se significativa e positivamente relacionada à renda, com um coeficiente de quase 0,07. Ou seja, os chefes de famílias possuem renda aproximadamente 7% maior que indivíduos que não ostentam essa condição.

O modelo de regressão estimado também apontou que as mulheres têm renda inferior à dos homens. O coeficiente dessa *dummy* foi de aproximadamente -0,33. Logo, a regressão sugere que as mulheres das áreas rurais têm renda quase 33% inferior à dos homens. Já em relação ao tipo de ocupação, observou-se que trabalhadores por conta própria e empregadores têm rendas significativamente inferiores à dos empregados, ao nível de significância de, respectivamente, 1% e 5%.

As *dummies* de cor / raça apresentaram coeficientes negativos, com exceção da cor amarela, que apresentou coeficiente positivo e só se mostrou significativo a um nível de 5% de significância. Isso sugere que pessoas brancas devem ter rendas maiores que os não brancos. Tais resultados destacam um forte caráter discriminatório na composição da renda nessas áreas.

No que diz respeito às variáveis de grupos etários, todas as *dummies* foram significativas e positivamente relacionadas com a renda, indicando que pessoas com maior idade e experiência tendem a ter rendas maiores em relação às pessoas mais jovens. As *dummies* de região, por sua vez, foram significativas e se relacionaram positivamente com a renda. Uma vez que a categoria de referência para esse conjunto de variáveis é composta por indivíduos residentes na região Nordeste, a regressão indica que a renda média dos indivíduos das áreas rurais do Nordeste é inferior à das demais regiões do país.

Tabela 5 – Regressão (por MQO) para a amostra completa, não proprietários e proprietários.

	Amostra completa β (sd(β))	Não proprietários β (sd(β))	Proprietários β (sd(β))
Proprietário	0,1761* (0,0261)		
Escolaridade (em anos de estudo)	0,0572* (0,0017)	0,0590* (0,0017)	0,0457* (0,0048)
d_idade2	0,2273* (0,0197)	0,2316* (0,0175)	0,1976*** (0,1094)
d_idade3	0,3189* (0,0211)	0,3120* (0,0193)	0,3655* (0,1069)
d_idade4	0,3582* (0,0231)	0,3762* (0,0219)	0,3194* (0,1066)
d_idade5	0,3412* (0,0271)	0,3393* (0,0285)	0,3166* (0,1084)
d_idade6	0,2786* (0,0355)	0,3562* (0,0495)	0,1838 (0,1134)
Mulher	-0,3368* (0,0160)	-0,3077* (0,0150)	-0,4463* (0,0520)
d_ocup2	-1,0872* (0,0415)	-1,0404* (0,0797)	-0,6448 (0,4198)
d_ocup3	-0,1178** (0,0691)	-0,0647 (0,1775)	0,3364 (0,4263)
d_color2	-0,1166* (0,0242)	-0,0870* (0,0232)	-0,2063* (0,0712)
d_color3	0,2867** (0,1214)	0,0563 (0,1297)	0,6891** (0,2693)
d_color4	-0,1304* (0,0143)	-0,0939* (0,0140)	-0,2245* (0,0386)
d_color5	-0,2145* (0,0649)	-0,1558** (0,0627)	-0,4175** (0,1842)
ln_htrab	0,4811* (0,0129)	0,5524* (0,0130)	0,2891* (0,0324)
chefe_familia	0,0676* (0,0148)	0,0677* (0,0141)	0,0648 (0,0440)
d_regiao1	0,4126* (0,0172)	0,3312* (0,0176)	0,6420* (0,0427)
d_regiao3	0,4389* (0,0179)	0,3756* (0,0170)	0,6902* (0,0541)
d_regiao4	0,5956* (0,0198)	0,5080* (0,0197)	0,8729* (0,0522)
d_regiao5	0,6058* (0,0224)	0,5259* (0,0211)	0,9487* (0,0705)
ln_area	0,0589* (0,0033)	0,0540* (0,0076)	0,0540* (0,0049)
_cons	4,0920* (0,0516)	3,8382* (0,0511)	4,5322* (0,4448)
Número de Observações	13.739	10.254	3.485
F(21, 13.717)	435,74	395,74	102,63
Prob > F	0,0000	0,0000	0,0000
R ²	0,400	0,436	0,372
R ² ajustado	0,399	0,435	0,369

Fonte: Elaborada pelo autor (2018) a partir dos dados da PNAD/IBGE (2014).

* significativo a 1%; ** significativo a 5%; *** significativo a 10%.

Como esperado, a escolaridade mostrou-se significativa e positivamente relacionada com a renda. O modelo estimado no presente trabalho aponta que cada ano a mais de estudo contribui com um acréscimo de aproximadamente 5,7% na renda média dos indivíduos residentes em áreas rurais. Esse resultado corrobora a importância da educação na composição da renda, observação vastamente confirmada pela literatura.

O logaritmo das horas trabalhadas foi outra variável significativa do ponto de vista estatístico e positivamente relacionada com a renda. Nesse caso, a regressão apontou um coeficiente de 0,48, indicando que o acréscimo de um ponto percentual nas horas trabalhadas resulta no aumento de aproximadamente 0,5% na renda auferida. A última variável considerada no modelo, o logaritmo da área dos empreendimentos, também se mostrou significativa e positivamente relacionada com a renda. O coeficiente estimado, no valor aproximado de 0,056, aponta que o aumento de um ponto percentual na área do empreendimento agrícola ocasiona a elevação da renda em, aproximadamente, 0,05%.

Com o objetivo de aplicar o método de decomposição de Oaxaca-Blinder, foram estimadas as equações de rendimentos para os grupos de não proprietários e proprietários, cujos resultados também estão reportados na Tabela 6.

Os coeficientes estimados para cada variável se assemelham bastante aos obtidos no primeiro modelo, com exceção da *dummy* para empregadores (*d_ocup3*). No entanto, um conjunto maior de variáveis não apresentou significância estatística quando avaliada para cada um dos grupos em particular, tal como *dummies* de cor declarada para os não proprietários e ocupação para os proprietários.

Os resultados da aplicação do método de decomposição de Oaxaca-Blinder são apresentados na Tabela 6. Nessa tabela são apresentadas as estimativas de logaritmo dos rendimentos para cada grupo, o diferencial e os componentes explicado (*efeito composição*) e não explicado (*efeito preço*) do diferencial. Além dos coeficientes estimados, são apresentadas as estimativas do valor no coeficiente em nível, de desvio-padrão dos coeficientes, estatísticas de teste e p-valor das estimativas da decomposição.

O resultado mostra um diferencial estimado negativo, ou seja, favorável aos não proprietários, o que é contra intuitivo em relação à expectativa inicial. Proprietários de terra possuem um rendimento médio estimado 9,5% inferior ao estimado para não proprietários. A decomposição, contudo, mostra que o diferencial é basicamente dado pelo efeito explicado pelas características observáveis (efeito composição). Já o componente não explicado, dado pelo efeito dos coeficientes (efeito preço), indica um diferencial positivo a favor dos

proprietários. Tanto o diferencial, quanto os seus componentes, são estatisticamente significantes.

O componente não explicado do diferencial mostra um gap de aproximadamente 21%, a favor dos proprietários de terra. Como apresentado por Fortin, Lemieux e Firpo (2011), sob certas hipóteses de identificação/estimação, esse efeito preço pode ser interpretado como uma estimativa do efeito causal da posse da terra sobre os rendimentos. No entanto, a avaliação dessas hipóteses extrapola os objetivos propostos na presente análise.

A decomposição detalhada do diferencial explicado pelas características observáveis, por sua vez, mostra que todos os conjuntos de variáveis consideradas possuem efeito estatisticamente significativo. No mesmo sentido do diferencial favorável aos não proprietários, destacam-se as variáveis de escolaridade, ocupação e horas trabalhadas. Em sentido oposto, tem-se a experiência (idade), a posição de chefe de família, o efeito da discriminação de cor e gênero, os efeitos regionais e o tamanho da propriedade.

Tabela 6 – Resultado da Decomposição de Oaxaca-Blinder.

	coef.	EP[coef]	Exp(coef)	EP[Exp(coef)]	z	P>z
Proprietários	6.429	0.020	619.842	12.277	324.610	0.000
Não proprietários	6.529	0.008	684.611	5.419	824.810	0.000
Diferencial	-0.099	0.021	0.905	0.019	-4.660	0.000
Explicado (dotações)	-0.291	0.024	0.747	0.018	-12.040	0.000
Não explicado (coeficientes)	0.192	0.027	1.212	0.033	7.100	0.000
Explicado						
Escolaridade	-0.1189	0.0056	0.888	0.005	-21.3500	0.0000
Experiencia	0.0912	0.0089	1.095	0.010	10.2000	0.0000
Discriminação	0.0547	0.0035	1.056	0.004	15.4200	0.0000
Ocupação	-0.8921	0.0731	0.410	0.030	-12.2100	0.0000
Horas	-0.0134	0.0056	0.987	0.006	-2.3900	0.0170
Chefe	0.0192	0.0040	1.019	0.004	4.7400	0.0000
Região	0.0201	0.0046	1.020	0.005	4.3700	0.0000
Área	0.5478	0.0768	1.729	0.133	7.1300	0.0000
Não explicado						

Escolaridade	-0.0568	0.0219	0.945	0.021	-2.6000	0.0090
Experiencia	-0.0395	0.1023	0.961	0.098	-0.3900	0.7000
Discriminação	-0.0907	0.0240	0.913	0.022	-3.7800	0.0000
Ocupação	0.3953	0.4268	1.485	0.634	0.9300	0.3540
Horas	-0.9381	0.1246	0.391	0.049	-7.5300	0.0000
Chefe	-0.0023	0.0368	0.998	0.037	-0.0600	0.9510
Região	0.2299	0.0268	1.258	0.034	8.5800	0.0000
Área	0.0002	0.0998	1.000	0.100	0.0000	0.9990
_constante	0.6940	0.4477	2.002	0.896	1.5500	0.1210

Fonte: Elaborada pelos autores a partir dos dados da PNAD/IBGE (2014).

No que diz respeito ao componente não explicado, que mensura os retornos das características, também se mostraram estatisticamente significantes as variáveis de escolaridade, discriminação, horas trabalhadas e as dummies regionais. No entanto, destacam-se apenas os efeitos regionais na composição de um diferencial favorável aos indivíduos que detêm a posse da terra. Ou seja, o sinal do componente não explicado é dado basicamente em função dos coeficientes estimados para os efeitos regionais. Tal resultado indica que o efeito da propriedade da terra pode estar diretamente associado ao retorno da propriedade em cada região do país, que pode ser bastante diferenciado em função da heterogeneidade da estrutura agrária entre as regiões.

6 CONCLUSÕES

Os resultados verificados no presente estudo se mostraram alinhados com a literatura especializada. As rendas associadas às características de chefe de família, sexo masculino e cor branca foram significativamente maiores que aquelas dissociadas dessas condições. Ademais, verificou-se que a renda nas regiões Norte, Sul, sudeste e Centro-Oeste são maiores que a do Nordeste. A idade do indivíduo e a escolaridade contribuem para o aumento da renda, assim como o incremento de horas trabalhadas por semana e de área do empreendimento.

Destaca-se, ainda, que a condição de proprietário se mostrou significativa, com a renda desses indivíduos sendo aproximadamente 17% superior à dos não proprietários,

demonstrando a importância de se incluir essa variável nos estudos que pretendam determinar os componentes da renda no meio rural brasileiro.

A análise empírica aqui realizada também aplicou o método de decomposição de Oaxaca-Blinder para avaliar o diferencial de rendimentos entre proprietários e não proprietários das terras em que trabalham. Os resultados mostraram um diferencial médio favorável aos não proprietários, explicado por características como escolaridade, tipo de ocupação e jornada de trabalho. Contudo, o componente não explicado, assumido como um estimador do efeito médio causal da propriedade da terra, é positivo e estatisticamente significativo. Tal resultado apresenta uma estimativa do efeito da propriedade da terra de aproximadamente 21% sobre os rendimentos dos proprietários. A decomposição detalhada, por sua vez, aponta que esse diferencial é dado basicamente em função das disparidades regionais de retorno sobre a propriedade da terra.

Em resumo, a equação de rendimentos estimada mostra um efeito líquido positivo e significativo da propriedade da terra. A decomposição, por sua vez, apresenta uma evidência de que o efeito da propriedade da terra pode ser explicado pela heterogeneidade regional dos retornos da propriedade da terra. Apesar dos resultados significativos e alinhados com a literatura pré-existente, análises futuras podem explorar técnicas que visem testar e corrigir problemas relacionados com endogenia de variáveis explicativas e viés de seleção amostral, além do uso de outras técnicas de inferência causal para avaliar o efeito causal da propriedade da terra sobre a renda, garantindo maior robustez aos resultados aqui encontrados. Dessa forma, espera-se oferecer maiores contribuições para esta literatura e para a construção de conhecimentos sobre a composição da renda em áreas rurais no Brasil.

REFERÊNCIAS

BAIARDI, A.; ALENCAR, C. M. M. de. Agricultura Familiar, seu interesse acadêmico, sua lógica constitutiva, e sua resiliência no Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Piracicaba, v. 52, n. S1, p. 45-62, 2014.

BARRETO, F. A.; GASPAR, D.; ARAÚJO, J. A. Determinantes da desigualdade de renda em áreas rurais dos Nordeste. Laboratório de Estudos da Pobreza, **Ensaio Sobre Pobreza**, n. 18, Fortaleza: CAEN-UFC, 2009. 31 p.

BAZOTTI, A.; SUGAMOSTO, M. Renda das famílias rurais paranaenses: uma análise exploratória. **Caderno IPARDES: estudos e pesquisas**, Curitiba, v. 1, n. 2, p. 45-61, 2011.

BELIK, Walter. A heterogeneidade e suas implicações para as políticas públicas no rural brasileiro. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Piracicaba, v. 53, n. 1, p. 09-30, 2015.

BLINDER, Alan S. Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates. **The Journal of Human Resources**, v. 8, n. 4, p. 436, 1973. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/144855?origin=crossref>. Acesso em: 3 out. 2024.

CRUZ, I. S. da, *et al.* Fatores de influência do PIB *per capita* dos estados brasileiros: uma análise de painel com o uso dos métodos PDSE e FGLS (1991-2009). **Análise Econômica**, Porto Alegre, v. 33, n. 63, p. 229-257, 2015.

FEIJÓ, R. L. C. **O efeito do título de propriedade da terra na determinação da renda rural**. Ribeirão Preto: Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo: Texto para Discussão, Série Economia n. 03, 2008. 43 p.

FEIJÓ, R. L. C. O efeito do título de propriedade da terra na determinação da renda rural. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v. 48, n. 4, p. 673-707, 2010.

FEIJÓ, R. L. C. Economia Agrícola e Desenvolvimento Rural. Rio de Janeiro: LTC, 2015. 380 p.

FERNANDES, B. M. Políticas públicas, questão agrária e desenvolvimento territorial rural no Brasil. In: GRISA, C.; SCHNEIDER, S. (Orgs.). **Políticas públicas de desenvolvimento rural no Brasil**. Porto Alegre: Editora da UFRGS, 2015. p. 381-400.

FERREIRA, B. *et al.* Ocupações agrícolas e não-agrícolas: trajetória e rendimentos no meio rural brasileiro. In: NEGRI, J. A. de; NEGRI, F. de; COELHO, D. (Orgs.). **Tecnologia, exportação e emprego**. Brasília: IPEA, 2006. p. 445-488.

FORTIN, N.; LEMIEUX, T.; FIRPO, S.. Decomposition methods in economics. **Handbook of labor economics**, [J.], v. 4, p. 1-102, 2011.

GALINDO, E. P. *et al.* Avaliação dos impactos regionais do Programa Nacional de Crédito Fundiário. In: RESENDE, G. M. (Ed.). **Avaliação de políticas públicas no Brasil: uma análise de seus impactos regionais**. Rio de Janeiro: IPEA, 2014. p. 43-76.

GASPARETO, S. A. K. ; KARNOPP, E.; DEPONTI, C. M. A agricultura camponesa (des)aparecerá frente às determinações do capital e/ou se (re)criará? **Redes**, Santa Cruz do Sul, v. 21, n. 3, p. 34-48, 2016.

GUANZIROLI, C. E.; BUAINAIN, A. M.; DI SABBATO, A. Dez anos da agricultura familiar no Brasil: (1996 e 2006). **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Piracicaba, v. 50, n. 2, p. 351-370, 2012.

HELFAND, S. M.; ROCHA, R.; VINHAIS, H. E. F. Pobreza e desigualdade de renda no Brasil rural: uma análise da queda recente. **Pesquisa e Planejamento Econômico – PPE**, Rio de Janeiro, v. 39, n. 1, p. 59-80, 2009.

JANN, B. A Stata implementation of the Blinder-Oaxaca decomposition. **Stata journal**, v. 8, n. 4, p. 453-479, 2008.

LAMBAIS, G. B. R. Acesso à terra, escolha ocupacional e o diferencial de produtividade agrícola entre pequenos produtores. *In*: VIEIRA FILHO, J. E. R.; GASQUES, J. G. (Orgs.). **Agricultura, transformação produtiva e sustentabilidade**. Brasília: IPEA, 2016. p. 165-194.

LAURENTI, A. C.; PELLINI, T.; TELLES, T. S. Evolução da ocupação e do rendimento das pessoas no espaço rural brasileiro no período de 2001 a 2009. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Piracicaba, v. 53, n. 2, p. 321-342, 2015.

MALASSISE, R. L. a 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, 2015.

MATTEI, L. Considerações acerca de teses recentes sobre o mundo rural brasileiro. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Piracicaba, v. 52, n. S1, p. 105-124, 2014.

MEDEIROS, L. S. de. Luta por reforma agrária no Brasil contemporâneo: entre continuidades e novas questões. *In*: GRISA, C.; SCHNEIDER, S. (Orgs.). **Políticas Públicas de Desenvolvimento Rural no Brasil**. Porto Alegre: Editora da UFRGS, 2015. p. 339-360.

NEDER, H. D.; SILVA, J. L. M.. Pobreza e distribuição de renda em áreas rurais: uma abordagem de inferência. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Rio de Janeiro, v. 42, n. 3, p. 469-486, 2004.

NEY, M. G.; HOFFMANN, R. Desigualdade de renda na agricultura: o efeito da posse da terra. **Economia**, Niterói, v. 4, n. 1, p. 113-152, 2003.

NEY, M. G.; HOFFMANN, R. A contribuição das atividades agrícolas e não-agrícolas para a desigualdade de renda no Brasil rural. **Economia Aplicada**, São Paulo, v. 12, n. 3, p. 365-393, 2003.

OAXACA, R. L.. Male-female wage differentials in urban labor markets. **International Economic Review**, v. 14, n. 3, p. 693-709, 1973.

PANNO, F.; MACHADO, J. A. D. A sucessão em propriedades rurais familiares de Frederico Westphalen/RS: influências e direcionamentos decisórios dos atores. **Redes**, Santa Cruz do Sul, v. 21, n. 3, p. 217-237, 2016.

PICOLOTTO, E. L. Os atores da construção da categoria agricultura familiar no Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Piracicaba, v. 52, n. S1, p. 63-84, 2014.

RODRIGUEZ, C. J. S.; CONTERATO, M. A. Entre trajetórias e estratégias de vida: a importância do Programa Nacional de Crédito Fundiário no acesso à terra pela juventude rural no estado do Espírito santo. **Redes**, Santa Cruz do Sul, v. 21, n. 3, p. 165-182, 2016.

SCHNEIDER, Sérgio. Agricultura familiar e desenvolvimento rural endógeno: elementos teóricos e um estudo de caso. *In*: FROEHLICH, J. M.; DIESEL, V. (Orgs.).

Desenvolvimento Rural: tendências e debates contemporâneos. Ijuí: Editora Unijuí, 2006. p. 13-110.

SCHNEIDER, Sérgio. A presença e as potencialidades da Agricultura Familiar na América Latina e no Caribe. **Redes**, Santa Cruz do Sul, v. 21, n. 3, p. 11-33, 2016.

SOUZA-ESQUERDO, V. F. de; BERGAMASCO, S. M. P. P. Análise sobre acesso aos programas de políticas públicas da Agricultura Familiar nos municípios do Circuito das Frutas (SP). **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Piracicaba, v. 52, n. S1, p. 205-222, 2014.

STOCK, James H.; WATSON, Mark W. **Econometria**. São Paulo: Addison Wesley, 2004. 485 p.

WANDERLEY, M. de N. B. **O mundo rural como um espaço de vida:** reflexões sobre a propriedade da terra, agricultura familiar e ruralidade. Porto Alegre: Editora da UFRGS, 2009. 330 p.

WANDERLEY, M. de N. B. O campesinato brasileiro: uma história de resistência. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Piracicaba, v. 52, n. S1, p. 25-44, 2014.

ZARNOTT, A. Vicente; FLECH, E. M.; NEUMANN, P. S. Estilos de agricultura e estratégias de reprodução social no assentamento Conquista da Esperança, município de Tupanciretã/RS. **Redes**, Santa Cruz do Sul, v. 21, n. 3, p. 146-164, 2016.



RELAÇÃO ENTRE RENDA E CONDIÇÕES DE ACESSO À TECNOLOGIA DA INFORMAÇÃO NO PERÍODO DA COVID – 19 NO BRASIL

Guilherme Silva Nascimento

Mestre pelo Programa de Pós-Graduação em Economia Rural (PPGER) da Universidade Federal do Ceará (UFC).

Lattes: <http://lattes.cnpq.br/7421918654279971>.

Orcid: <https://orcid.org/0000-0001-9154-6508>

Kilmer Coelho Campos

Professor Associado IV do Departamento de Economia Agrícola e do Programa de Pós-Graduação em Economia Rural (PPGER) da Universidade Federal do Ceará e Doutor em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Viçosa.

Lattes: <http://lattes.cnpq.br/6206120391191140>

ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-7752-2542>

Francisco Laercio Pereira Braga

Economista. Doutor em Economia Rural pela Universidade Federal do Ceará (UFC). Professor do curso de Administração de Empresas da Universidade Estadual do Ceará (UECE).

Lattes: <http://lattes.cnpq.br/7076516474858419>

ORCID: <http://orcid.org/0000-0003-3145-2838>

Ana Cristina Nogueira Maia

Doutoranda pelo Programa de Pós-Graduação em Economia Rural (PPGER) da Universidade Federal do Ceará.

Lattes: <http://lattes.cnpq.br/7076516474858419>

ORCID: <http://orcid.org/0000-0003-3145-2838>

RESUMO

A evolução tecnológica da informação e dos meios de comunicação popularizou-se mundialmente e tem transformado as relações sociais e econômicas nas sociedades modernas. Assim, este trabalho tem como objetivo geral analisar a relação entre a renda e as condições de acesso à tecnologia da população brasileira no período pandêmico da COVID-19 no Brasil. A opção metodológica foi a técnica empírica de análise multivariada, em especial, a Análise Fatorial (AF) com uso de dezessete variáveis retiradas da base na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2021. Os resultados mostraram, primeiramente, que domicílios sem acesso à internet possuem menor nível de renda média *per capita*. Com a AF, foi possível obter dois fatores, um composto por variáveis relacionadas às possibilidades de acesso à informação (Fator 1) e outro relacionado as variáveis de exclusão e limitação de acesso (Fator 2). Concluiu-se que estados com maior dificuldade de acesso estão localizados, principalmente, nas regiões Norte e Nordeste do Brasil e são os que possuem maiores problemas de desigualdades de renda.

Palavras-chave:

Análise Fatorial

Meios de comunicação

Brasil.

RELATIONSHIP BETWEEN INCOME AND CONDITIONS OF ACCESS TO INFORMATION TECHNOLOGY IN THE PERIOD OF COVID – 19 IN BRAZIL

ABSTRACT

Keywords:

Factor Analysis

Communication Media

Brazil

The technological evolution of information and means of communication has become popular worldwide and has transformed social and economic relations in modern societies. Thus, this work has the general objective of analyzing the relationship between income and the conditions of access to technology of the Brazilian population in the pandemic period of COVID-19 in Brazil. The methodological option was the empirical technique of multivariate analysis, in particular, Factor Analysis (FA) using seventeen variables taken from the base of the 2021 National Household Sample Survey (PNAD). access to the internet have a lower level of average per capita income. With FA, it was possible to obtain two factors, one composed of variables related to the possibilities of access to information (Factor 1) and another related to variables of exclusion and access limitation (Factor 2). It was concluded that states with greater access difficulties are located mainly in the North and Northeast regions of Brazil, and are the ones with the greatest problems of income inequality.

1 INTRODUÇÃO

As economias de todos os países foram surpreendidas pelo novo coronavírus - o SARS-CoV-2 (COVID-19) - descoberto na China em 2019, e que se espalhou rapidamente pelo mundo, sendo declarado pandemia global no início de 2020 pela Organização Mundial da Saúde (OMS). Essa doença causou, e ainda reverbera, em impactos negativos em todo o mundo, incluindo milhões de mortes, desemprego, inflação e redução da renda (Zhu *et al.*, 2020; Organização Mundial da Saúde, 2020). Em contrapartida, a pandemia impulsionou a tecnologia da informação (TI) em muitas empresas e organizações (públicas e privadas) e fez com que a demanda por ferramentas de videoconferências, colaboração e computação em nuvem aumentasse significativamente, dado a ampliação do trabalho remoto (Sandberg; Taipale, 2021). Além disso, viu-se, por parte das empresas, a adoção de novas tecnologias - inteligência artificial (IA) e automação de processo - para manterem-se em andamento durante a pandemia (Mahmood; Akhtar, 2021). Por outro lado, viu-se redução da demanda por produtos e serviços, redução de trabalho e renda no mercado informal e intensificação das desigualdades sociais (Moraes, 2020).

Na era da tecnologia da informação, do aumento da velocidade de circulação das informações - tanto na área social quanto técnica - e da ampliação do acesso à *internet* no mundo globalizado (Galli, 2002; Moraes, *et al.*, 2012), a pandemia da COVID-19 afetou diretamente a inclusão digital. Em 2019, 39% dos domicílios brasileiros tinham computadores e quando se observa na perspectiva de classe social, principalmente “D” e

“E”, esse percentual chegou a representar 14% dos domicílios (CGI.br, 2019). Na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2021, 84,7% da população com mais de 10 anos de idade acessou a *internet* (IBGE, 2021). Apesar disso, 28,2 milhões dos cidadãos brasileiros (15,3%) não mantinham acesso à *internet*, pois não sabiam utilizar determinada tecnologia (IBGE, 2021). Os resultados mostraram, ainda, que as regiões Centro-Oeste e Sudeste lideram o acesso a meios de comunicação (*smartphones*, *tablets*, computadores e *internet*), enquanto Norte e Nordeste têm os menores índices de acesso (IBGE, 2021).

Na década de 1990 e intensificado na década de 2010, viu-se um esforço de iniciativas governamentais de promoção da inclusão digital no Brasil com advento da internet e popularização dos computadores pessoais. Dentre os de destaque no âmbito federal, pode-se destacar: Programa Nacional de Tecnologia Educacional (1997); Computadores para Inclusão (2005); Programa Cidades Digitais (2012); Brasil mais TI (2013); e, Programa *Wi-fi* Brasil (2019) (Brasil, 2023). Entretanto, os cidadãos que não conseguem adaptar-se ao uso da tecnologia - seja por não ter acesso facilitado ou prática ao manusear tais dispositivos ou não possuir renda acabam afetados por outros problemas vigentes na sociedade ao qual estão inseridos, sendo essa parcela da população afetada diretamente pelos efeitos da COVID-19.

Destarte, o isolamento social devido à crise da COVID-19 intensificou a vulnerabilidade econômica de diversos extratos sociais da população brasileira, principalmente “D” e “E”. Tendo em vista esta situação, esta pesquisa busca responder a seguinte questão: que fatores podem explicar o acesso à informação e aos meios de comunicação dos brasileiros residentes nas unidades da federação em 2021 (ano pandêmico da COVID-19)? A hipótese é que devido à crise pandêmica - com perda de postos de trabalho e redução da renda - ocorreu redução no acesso da tecnologia, da informação e dos meios de comunicação da população em diferentes estados brasileiros.

Diante do exposto, este artigo objetiva analisar a relação entre a renda e as condições de acesso à tecnologia da população brasileira no período pandêmico da COVID-19 no Brasil. De maneira complementar, visa construir uma análise das condições de acesso à tecnologia da população dos estados brasileiros. Para tal finalidade, utiliza-se, metodologicamente, a técnica de análise multivariada (análise fatorial) a partir de dezessete variáveis coletadas da PNAD de 2021 para as unidades da federação.

Durante a construção deste estudo, o constatou-se o reduzido número de pesquisas construídas na área de inclusão digital, seja para grupos isolados ou população em geral. Assim, mediante dificuldades de encontrar fundamentação teórico-empírica construída com

indicadores semelhantes, a presente base de dados mostrou-se ajustada ao método de análise e baseia-se, portanto, em trabalhos que fazem uso da análise fatorial em diferentes dimensões de estudo (Pellenz; Puchale, 2018, Moura; Sousa, 2015, Braga; Campos, 2022; Lima; Campos; Alves, 2022).

Este trabalho está estruturado em cinco seções, incluindo esta introdução. A segunda seção aborda o referencial teórico do estudo, oferecendo um conceitual sobre a evolução da tecnologia da informação e comunicação no Brasil. A seção três discorre sobre o percurso metodológico adotado para atingir o objetivo geral. Na quarta seção são apresentados os resultados e discussão da pesquisa. Por fim, na última seção, apresentam-se as considerações finais.

2 A EVOLUÇÃO DA TECNOLOGIA DA INFORMAÇÃO E COMUNICAÇÃO NO BRASIL

As Tecnologias de Informação e Comunicação (TICs) surgiram no Brasil na década de 60, principalmente em decorrência da criação da Empresa Brasileira de Telecomunicações (EMBRATEL) e da implantação de redes de telecomunicações (Borges, 2002). A partir dos anos 70, amplifica-se o processo de informatização no país, mesmo que ainda de forma restrita, pois eram poucas as instituições com poder aquisitivo para realizar determinado investimento (Moraes, 2004).

Nos anos de 1980, observou-se a popularização dos computadores pessoais em um mercado de informática que permitiu que a informatização se expandisse para um número maior de empresas e pessoas. Com a propagação da *internet* na década seguinte, as TICs tiveram grande impulso no Brasil a partir da criação de empresas provedoras de serviços de *internet*. Nesse contexto, a consolidação, cada vez maior, do mercado da tecnologia em rede mundial e o acesso aos meios de comunicação tornaram-se mais frequentes tanto em empresas como em residências (Castells, 1999; Santos, 2003).

Segundo Castells (1999), no século XXI, a revolução da tecnologia da informação foi transformando as relações sociais e econômicas e tornando-se importante nas sociedades modernas, pois redirecionou a vida à qual os seres humanos estão habituados e criou novas formas de cultura. O autor ressaltou, ainda, que as tecnologias da informação, como a *internet*, os dispositivos móveis e as redes sociais, estão modificando, fundamentalmente, a forma como as pessoas interagem, comunicam, trabalham e se relacionam.

Neri (2003) e Silva (2018) pontuam que a inclusão digital é uma importante ferramenta para diminuir as disparidades sociais na sociedade, sobretudo na atual era do

conhecimento. Os autores argumentam que a educação é fundamental para estabelecer uma sociedade da informação, ao mesmo tempo que deve ir além do treinamento das pessoas no uso de tecnologias da informação, a fim de democratizar o acesso ao conhecimento e à informação.

Neste contexto, a tecnologia trouxe novas formas de mídia como, por exemplo, os podcasts e os vídeos online, que permitem, por sua vez, a criação, distribuição e consumo de conteúdos de maneiras nunca antes imaginadas. Essas transformações impactaram significativamente na comunicação, uma vez que permite que o público consumidor de mídia torne-se, também, produtor de conteúdo e vire um processo interativo e bidirecional. No entanto, é importante destacar que, apesar dessas transformações, ainda existem desafios relacionados ao acesso e à qualidade do conteúdo produzido, bem como questões de representatividade e inclusão (Jenkins, 2006).

Por este motivo, vários países, a partir da década de 1990, consideram a *internet* como um serviço importante para garantir os direitos da população e promover o desenvolvimento socioeconômico. Nesse sentido, os governos dos países começaram a pensar e implantar políticas e ações para expandir a infraestrutura de acesso a *internet* ao público em geral. (Silva, 2015). Segundo Silva (2015), o Brasil ainda precisa avançar para níveis satisfatórios, comparados com outros países desenvolvidos, o que o coloca com lacunas de exclusão digital.

Para Manyika *et al.* (2016), a digitalização e a conectividade são os principais pilares que impulsionam a globalização digital e têm um grande impacto na economia global. Além disso, esses pilares possuem potencial para alavancar a produtividade, criar novos empregos e estimular o crescimento econômico, mas as empresas precisam adaptar-se rapidamente às novas tecnologias e estratégias digitais para manter a competitividade no mercado global (Manyika *et al.*, 2016).

De acordo com Silva (2018), a revolução tecnológica possibilitou a criação de uma rede global de comunicação em tempo real, conectando pessoas, empresas e organizações ao redor do mundo, o que transformou a comunicação. Essa rede global de comunicação tem sido fator importante para a globalização e para a intensificação das relações entre países e culturas, tendo em vista a sua rapidez, facilidade e acessibilidade.

Conforme discutido, a equidade no acesso aos recursos tecnológicos pode ser uma importante aliada no combate à exclusão social, uma vez que a inserção no mundo digital

oferece recursos cruciais para o acesso à cultura, trabalho, educação, informação e conhecimento (Moraes, *et al.*, 2012).

A inclusão digital (sinônimo de inclusão social) é um processo contínuo e complexo, envolvendo diversos fatores, tais como: i) acesso à infraestrutura tecnológica, ii) conhecimento e habilidades para utilização das ferramentas digitais; iii) oportunidades de uso para benefício pessoal e profissional (Alonso; Ferneda; Santana, 2010). Ainda, segundo Alonso; Ferneda; Santana (2010), para que a inclusão digital seja efetiva, é necessário que haja políticas públicas que promovam a educação e o desenvolvimento de habilidades necessárias para aproveitar plenamente esses recursos, além de promover a inclusão social e a redução das desigualdades.

Neste sentido, Silva (2015) coloca que uma variável importante para medir o nível de inclusão digital e social é a proporção de residências conectadas, pois tem potencial para refletir o nível de exposição dos usuários a uma conexão mais estável, privativa e doméstica, o que hoje é considerado essencial na vida cotidiana da população. O autor enfatiza que esse indicador é maior nos centros urbanos face às áreas rurais, corroborando a questão das diferenças regionais existentes no Brasil. Contudo, quando se observa os “não usuários” de *internet*, constata-se que eles estão nas classes econômicas mais baixas – que dificulta recurso para efetuar pagamentos –, são de idade avançada, possuem baixa escolaridade e residem em áreas rurais. Krug, Xavier e d’Orsi (2018) contribuem com o debate reforçando que a *internet* criou a “exclusão digital” e os principais afetados são os que estão em piores condições financeiras, idosos e menores níveis de escolaridade.

De acordo com Tavarayama, Freitas e Martins (2012), é necessário que as ações de inclusão digital sejam abrangentes e contextualizadas às necessidades dos grupos sociais para que produzam um real benefício social e que promovam uma conexão entre a tecnologia e a maneira de vida dos indivíduos. Portanto, é importante que as pessoas se habituem às mudanças essas mudanças para, de certa forma, não correrem o risco de serem excluídas das dimensões que o progresso tecnológico vem tomando.

Desta maneira, nota-se que o Brasil ainda precisa superar muitas dificuldades, principalmente na questão da desigualdade de renda e o acesso a tecnologias de informação e comunicação (TICs), o que exige um debate mais profundo e ações governamentais eficientes que auxiliem a participação de toda a população para o processo de inclusão digital. Para isso, faz-se necessário compreender que baixa renda e escolaridade são elementos primordiais para aumentar a inclusão digital da população brasileira, assim como é colocado por Célio, Palmeira e Silva (2012).

3 METODOLOGIA

A natureza do artigo é aplicada com enfoque explicativo, pois objetiva identificar as condições de acesso à tecnologia de informação e meios de comunicação. Dessa maneira, fazendo uso dos dados de cada Unidade Federativa (UF) do Brasil e das informações obtidas nos estudos realizados por Corrêa e Figueiredo (2006), Maia e Silva (2008) e Silva *et al.* (2014), utilizou-se a técnica de modelagem empírica de dados (análise multivariada), em especial, a técnica da Análise fatorial (AF). Para essa quantificação foram utilizadas dezessete variáveis de 2021 e disponibilizadas pela Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), descritas no (Quadro 1) e que foram analisadas pelos Softwares Stata, versão 21, e Factor.

Quadro 1 – Descrição das variáveis

Var.	Descrição	Var.	
X ₁	Pessoas de 10 anos ou mais de idade que não utilizaram <i>Internet</i>	X ₁₀	Quantitativo de domicílios que não havia funcionamento de rede móvel celular para telefonia ou <i>Internet</i> no domicílio
X ₂	Domicílios com televisão	X ₁₁	Pessoas de 10 anos ou mais de idade que utilizaram <i>internet</i>
X ₃	Quantitativo de domicílios que havia microcomputador ou <i>tablet</i> no domicílio	X ₁₂	Rendimento real médio mensal per capita nos domicílios
X ₄	Quantitativo de domicílios que não havia microcomputador ou <i>tablet</i> no domicílio	X ₁₃	Rendimento real médio mensal per capita nos domicílios que havia utilização da <i>Internet</i>
X ₅	Quantitativo de domicílios que havia telefone no domicílio	X ₁₄	Rendimento real médio mensal per capita nos domicílios que não havia utilização da <i>internet</i>
X ₆	Quantitativo de domicílios que não havia telefone no domicílio	X ₁₅	População Residente
X ₇	Quantitativo de domicílios que havia utilização de <i>internet</i> no domicílio	X ₁₆	Pessoas de 10 anos ou mais que possuem telefone móvel celular para uso pessoal
X ₈	Quantitativo de domicílios que não havia utilização de <i>internet</i> no domicílio	X ₁₇	Pessoas de 14 anos ou mais de idade ocupadas, com rendimento
X ₉	Quantitativo de domicílios que havia funcionamento de rede móvel celular para telefonia ou <i>Internet</i> no domicílio		

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) 2021.

Assim, a técnica da Análise Fatorial Exploratória (AFE) conceitua-se como método multivariado composto por um conjunto de ferramentas estatísticas, cuja principal função é diminuir uma grande quantidade de variáveis e informações observadas em número menor de fatores. Esses fatores são extraídos na ordem do mais explicativo para o menos explicativo (Mingoti, 2005; Matos; Rodrigues, 2019).

De acordo com Mingoti (2005) e Corrar; Paulo, Dias Filho (2009), os fatores que surgem da análise fatorial são considerados variáveis latentes ortogonais e não

correlacionados entre si. Entretanto, cada fator representa uma relação linear entre as variáveis observadas. Portanto, para que um fator seja identificado e represente relação linear entre um conjunto de variáveis, é necessário que essas variáveis estejam correlacionadas entre si, ou seja, que elas compartilhem algum aspecto em comum.

Segundo Carvalho (2013), em estudos que envolvam muitas variáveis observáveis, pode ser necessário utilizar muitos parâmetros para descrever toda a informação. Nesses casos, é possível agrupar variáveis fortemente correlacionadas em um grupo, de forma a minimizar a correlação entre variáveis em grupos distintos. Essa estratégia é frequentemente usada em análise de dados, e pode ajudar a reduzir o número total de variáveis, reagrupando estas em fatores. O modelo de análise fatorial exploratório é expresso por Mingoti (2005) na seguinte equação matricial:

$$X_i = a_{i1}.F_1 + a_{i2}.F_2 + a_{i3}.F_3 + \dots + a_{ij}.F_j + \varepsilon_i \quad (1)$$

Neste modelo, as variáveis observáveis são representadas por um vetor transposto $X_i = (X_1, X_2, \dots, X_p)^t$, enquanto as variáveis latentes não observáveis são representadas por um vetor transposto $F_j = (F_1, F_2, \dots, F_m)^t$. A matriz de coeficientes fixos a_{ij} , por sua vez, descreve o grau de relacionamento linear entre as variáveis observáveis e latentes. Finalmente, o vetor transposto $\varepsilon = (\varepsilon_1, \varepsilon_2, \dots, \varepsilon_p)^t$ representa os erros de medição e a variação de X_i que não é explicada pelos fatores comuns F_j . Essa equação 1 reflete o modelo generalizado e expressa a combinação linear entre as variáveis selecionadas que foram observadas (Braga; Campos, 2022).

Diferentes unidades de medida são usadas para coletar informações, isso pode dificultar a comparação dos dados e a identificação de tendências significativas. Dessa forma, é importante que as informações sejam padronizadas formalmente, especialmente quando se trata de compartilhamento e análise de dados. A padronização ou relativização das informações ajuda a garantir a consistência, evitar distorções, e permitir a comparabilidade dos dados, independentemente da escala em que são medidos (Braga; Campos, 2022).

Deve-se ressaltar que se faz necessário, inicialmente, identificar a adequabilidade do conjunto de informações disponíveis utilizadas para a correta formulação da AF (Hair *et al.*, 2006; Fávero *et al.*, 2009). Para isso, seguem-se três etapas importantes para o processo de validação, conforme apresentado por Hair *et al.* (2009), Fávero *et al.*, (2009), Alves e Rodrigues (2013), Braga e Campos (2022):

1. Observar o nível de significância dos coeficientes expressos na matriz de correlação. Nesse caso, recomenda-se um número substancial de correlações superiores a 0,30;
2. Utilização da medida de adequabilidade da amostra (MSA), que está compreendido entre zero e a unidade. Assim, o ponto de corte acima de 0,50.
3. Por último, utilizar a estatística de kaiser-Meyer-Olkin (KMO) e o teste de esfericidade de Bartlett. O primeiro avalia a hipótese de que a matriz das correlações pode ser a matriz identidade com determinante igual a 1 que, no caso, espera-se que não ocorra essa igualdade para adequabilidade da análise. Enquanto o segundo permite verificar se as variáveis estão suficientemente correlacionadas para justificar a análise fatorial e pode variar entre 0 e 1, ou seja, quando próximo de 1 mais eficiente é a utilização da técnica. Aqueles que apresentarem valores superiores a 0,5 mostram que os dados são adequados à aplicação da análise fatorial (Fávero *et al.*, 2009).

Desta maneira, AFE foi realizada com o uso de uma matriz escalar e o método de extração *Unweighted least squares* (ULS). A escolha do número de fatores foi feita com base nas técnicas da Análise Paralela (*Parallel Analysis* - PA), que foi inicialmente desenvolvida por Horn (1965) e incluiu permutação aleatória dos dados observados, *bootstrapping* e variância explicada dos fatores (Timmerman; Lorenzo-Seva, 2011).

A rotação utilizada foi a *Robust Promin* (Lorenzo-Seva; Ferrando, 2019), que é uma rotação oblíqua que permite a correlação entre os fatores. Caso os fatores não apresentem correlação, os resultados serão semelhantes aos obtidos por meio da rotação ortogonal (Fabrigar *et al.*, 1999; Sass; Schmitt, 2010).

Para avaliar a adequação do modelo, foram utilizados os índices de ajuste *Comparative Fit Index* (CFI) e *Tucker-Lewis Index* (TLI). De acordo com a literatura (Brown, 2006), os valores de CFI e TLI devem ser superiores a 0,90, ou preferencialmente superiores a 0,95, sendo que o TLI, em especial, pode ultrapassar a unidade. Enquanto a estabilidade dos fatores foi avaliada por meio do índice H (Ferrando; Lorenzo-Seva, 2018), o qual avalia o quão bem um conjunto de itens representa um fator comum. Os valores de H variam de 0 a 1, e valores altos de H ($>0,80$) sugerem uma variável latente bem definida, com maior probabilidade de estabilidade em diferentes estudos (Ferrando; Lorenzo-Seva, 2018).

Para a obtenção da consistência de construto (CC) foi considerado um indicador de precisão mais robusto do que o coeficiente alpha de Cronbach (Cronbach, 1951), pois permite variação nas cargas fatoriais dos itens, ao contrário do pressuposto da tau-

equivalência fixado no coeficiente alpha (Raykov, 1997; Sijsma, 2009). Isso faz com que a CC apresente resultados mais precisos e confiáveis, uma vez que não é restrita por esse pressuposto. Além disso, a CC pode ser especialmente útil para avaliar modelos *bifactores*, permitindo estimar a precisão dos escores dos fatores específicos e controlar a variância relacionada à dimensão geral (Rios; Wells, 2014).

Deve-se ressaltar que não é possível interpretar o ponto de corte da CC de forma simples. Fornell e Larcker (1981) não abordam esse assunto em sua proposta, mas outros pesquisadores recomendam valores aceitáveis como, por exemplo, 0,70 (Hair *et al.*, 2009). No entanto, existe ainda discussão sobre esse valor de corte entre os pesquisados, pois não é justificável definir um único ponto de corte fixo para a CC, especialmente porque esse valor varia de acordo com o número de itens do instrumento e as cargas fatoriais. De toda maneira, para este estudo, seguirá o ponto de corte estipulado por Hair *et al.* (2009).

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Esta seção apresenta os principais resultados empíricos obtidos por esta pesquisa, iniciando com a descrição quantitativa das variáveis selecionadas e, em seguida, expondo os resultados da análise fatorial aplicado ao acesso às informações e comunicação dos estados brasileiros, com seus respectivos testes e discussão.

4.1 Análise descritiva dos dados

Os dados mostram que o rendimento real médio mensal per capita é um indicador importante quando consideramos o “uso da *internet* nos domicílios” e o “acesso a Dispositivos de Comunicação”. De acordo com as considerações de Barbosa *et al.*, (2016), é possível inferir que, durante o processo de disseminação e aceitação da *Internet* no Brasil, fica clara a tendência de que os estratos sociais mais afluentes frequentemente se conectam à rede por meio de múltiplos aparelhos (como computadores, televisores, tablets e smartphones). Por outro lado, os estratos menos favorecidos geralmente utilizam smartphones como principal dispositivo, o que não é surpreendente, dado que esses dispositivos podem ser adquiridos a um custo menor.

Ao analisar o ranking dos domicílios que possuíram acesso a telefone, microcomputador (ou *tablet*), nota-se que os maiores percentuais de domicílios são das regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste do Brasil, enquanto os domicílios com menor percentual

de acesso a esses equipamentos estão localizados nas regiões Nordeste e Norte (Tabela 1). Por outro lado, os três principais estados que obtiveram os maiores percentuais de domicílios que tiveram acesso a *internet* estão localizados nas regiões Centro-Oeste e Sudeste, face aqueles que registraram menores percentuais que estão localizados na região Norte e Nordeste.

Tabela 1 - Ranking do percentual % de domicílios que havia telefone, microcomputador ou *tablet* no domicílio

Ranking do percentual de domicílios que havia telefone no domicílio					
Menor			Maior		
Estado	Percentual %		Estado	Percentual %	
1º	Maranhão	92,41	1º	Distrito Federal	99,51
2º	Piauí	93,57	2º	São Paulo	98,73
3º	Pará	93,66	3º	Rio Grande do Sul	98,59
Ranking do percentual de domicílios que havia microcomputador ou <i>tablet</i> no domicílio					
Menor			Maior		
Estado	Percentual %		Estado	Percentual %	
1º	Maranhão	18,77	1º	Distrito Federal	67,09
2º	Pará	23,59	2º	São Paulo	56,15
3º	Alagoas	25,49	3º	Rio Grande do Sul	52,34
Ranking do percentual de domicílios que havia funcionamento de rede móvel celular para telefonia ou <i>Internet</i> no domicílio					
Menor			Maior		
Estado	Percentual %		Estado	Percentual %	
1º	Maranhão	79,16	1º	Distrito Federal	97,15
2º	Alagoas	80,47	2º	Rio de Janeiro	95,27
3º	Pará	83,45	3º	São Paulo	94,34
Ranking do rendimento médio mensal per capita nos domicílios em que não havia utilização da <i>Internet</i>					
Menor			Maior		
Estado	Rendimento		Estado	Rendimento	
1º	Amazonas	R\$378,00	1º	Distrito Federal	R\$2.030,00
2º	Maranhão	R\$435,00	2º	Rio Grande do Sul	R\$1.321,00
3º	Acre	R\$463,00	3º	Santa Catarina	R\$1.169,00
Ranking do Rendimento médio mensal per capita nos domicílios em que havia utilização da <i>Internet</i>					
Menor			Maior		
Estado	Rendimento		Estado	Rendimento	
1º	Maranhão	R\$728,00	1º	Distrito Federal	R\$2.560,00
2º	Alagoas	R\$888,00	2º	Rio Grande do Sul	R\$1.880,00
3º	Amazonas	R\$891,00	3º	São Paulo	R\$1.868,00

Fonte: Elaboração própria.

Vale ressaltar, neste momento, que ter um telefone no domicílio não necessariamente significa que o domicílio também possui acesso à *internet*, ou seja, ter a presença de um telefone fixo ou móvel não garante, automaticamente, a conectividade à *internet*, o que é comum observar nos domicílios do Norte e Nordeste do Brasil, que apresentam percentuais elevados de posse de telefone, mas, ao mesmo tempo, baixo percentual de acesso à *internet* (Tabela 1).

Desta maneira, é possível observar que os domicílios do Norte e Nordeste do Brasil com e sem acesso à informação - por meio da *internet* - possuem renda média mensal per capita menor do que aqueles domicílios que têm acesso a *internet* da região Sul e Sudeste (Tabela 1). Além disso, é possível notar, também, diferenciais de rendimento médio dos domicílios das regiões Norte e Nordeste que possuem acesso à *internet* face aqueles das mesmas regiões que não possuem esse acesso, ou seja, domicílios com acesso à *internet* possuem renda média mensal per capita maior do que aqueles domicílios que não possuem acesso dentro da mesma região.

4.2 Análise fatorial exploratória aplicada ao acesso às informações e comunicação dos estados brasileiros

Na primeira simulação dos dados, o KMO apresentou-se péssimo (0,5986), apesar do teste BTS ter apresentado $p < 0,05$. Para confirmar esse resultado desfavorável, a medida de adequação da amostra (MSA) indicou que 5 variáveis obtiveram valores abaixo de 0,50, sugerindo sua eliminação (Lorenzo-Seva; Ferrando, 2021). Como foram sugeridos a eliminação de 5 variáveis, na segunda simulação dos dados optou-se por remover apenas três dessas variáveis, X_{11} (pessoas de 10 anos ou mais de idade que usam *internet*), X_{15} (população residente) e X_{17} (pessoas de 14 anos ou mais de idade ocupada, com rendimento).

Assim, na segunda simulação, os resultados apresentaram melhora significativa, visto que o valor do KMO foi adequado, atingindo 0,7325, e o teste de Esfericidade de Bartlett - BTS - apresentou “p” menor que 0,05, rejeitando a hipótese de a matriz de correlação ser a matriz identidade.

O método *Parallel Analysis* (PA) indica que dois fatores devem ser retidos, pois a partir do terceiro fator, a média da variância explicada pelo fator aleatório é maior do que a variância explicada pelos fatores originais, por esse motivo qualquer fator além do segundo é considerado espúrio (Tabela 2). O Fator 1 explica 51,96% da variância total dos dados, enquanto o Fator 2 explica 20,90% da variância.

Os índices de ajuste TLI e CFI foram utilizados para avaliar a qualidade do modelo e, assim, observa-se que o TLI ultrapassou a unidade (TLI = 1,144), resultado possível de ocorrer em algumas situações, enquanto o CFI obteve valor muito forte de qualidade do modelo, de 0,999 (BROWN, 2006). Portanto, o modelo fatorial encontrado é considerado adequado, pois atende aos critérios que atestam a plausibilidade dele.

Tabela 2 - Retenção dos fatores

Fator	Variância real (%)	Média da Variância randomizada (%)	MSA
1	51,969*	18,930	0,7488
2	20,902*	15,588	0,7457
3	7,521	13,187	0,6673
4	5,746	11,254	0,8655
5	4,456	9,514	0,5410
6	3,199	8,079	0,7188
7	2,241	6,677	0,8572
8	1,293	5,487	0,6709
9	1,156	4,374	0,6926
10	0,972	3,285	0,9130
11	0,308	2,284	0,8681
12	0,222	1,421	0,5919
13	0,013	0,496	0,7316

Fonte: Resultados da pesquisa (2023).

Na Tabela 3 são apresentadas as cargas fatoriais das duas dimensões (fatores) retidos, juntamente com os índices de Fidedignidade Composta e estimativas de replicabilidade dos escores fatoriais, H-index (Ferrando; Lorenzo-Seva, 2018). Dessa maneira, observa-se que as cargas fatoriais são maiores do que 0,30, o que confirma que elas realmente fazem parte do seu respectivo fator. Em geral, foram obtidos dois fatores: o primeiro – Fator 1 (51,96%) - é composto por variáveis relacionadas às possibilidades de acesso à informação, enquanto o segundo – Fator 2 (20,9%) - é formado por variáveis que remetem, em sua grande maioria, à exclusão ou limitação de acesso à informação/comunicação, assim como variáveis relacionadas ao nível de renda.

Tabela 3 - Cargas Fatoriais Rotacionada

Var.	Descrição	Fator 1	Fator 2	Comunalidades
X ₃	Quantitativo de domicílios que havia microcomputador ou <i>tablet</i> no domicílio	0,543	-0,153	0,380
X ₅	Quantitativo de domicílios que havia telefone no domicílio	0,711	-0,121	0,585
X ₇	Quantitativo de domicílios havia utilização de <i>internet</i> no domicílio	0,807	-0,059	0,690
X ₉	Quantitativo de domicílios que havia funcionamento de rede móvel celular para telefonia ou <i>Internet</i> no domicílio	0,980	0,085	0,905
X ₁₃	Rendimento real médio mensal per capita nos domicílios que havia utilização da <i>Internet</i>	0,950	0,053	0,868
X ₁	Pessoas de 10 anos ou mais de idade que não utilizaram <i>Internet</i>	-0,272	-0,583	0,295
X ₂	Domicílios com televisão	-0,067	0,529	0,310
X ₄	Quantitativo de domicílios que não havia microcomputador ou <i>tablet</i> no domicílio	-0,003	0,991	0,985
X ₆	Quantitativo de domicílios que não havia telefone no domicílio	-0,024	0,776	0,617
X ₈	Quantitativo de domicílios que não havia utilização de <i>internet</i> no domicílio	0,028	0,980	0,942
X ₁₀	Quantitativo de domicílios que não havia funcionamento de rede móvel celular para telefonia ou <i>Internet</i> no domicílio	-0,044	0,777	0,631
X ₁₂	Rendimento real médio mensal per capita nos domicílios	0,037	0,821	0,653
X ₁₄	Rendimento real médio mensal per capita nos domicílios que não havia utilização da <i>internet</i>	0,015	1,000	0,990
X ₁₆	Pessoas de 10 anos ou mais que possuem telefone móvel celular para uso pessoal	0,023	0,816	0,625
Confiabilidade Composta (CC)		0,904	0,948	-
<i>H-latent</i>		0,958	1,030	-
<i>Factor Determinacy Index (FDI)</i>		0,977	0,997	-
<i>ORION marginal reliability</i>		0,955	0,995	-
<i>Sensitivity ratio (SR)</i>		4,583	13,917	-

Fonte: Resultados da pesquisa (2023).

Entre as variáveis com maior valor de carga no Fator 1, destaca-se o número de domicílios com funcionamento de rede móvel celular para telefonia ou *internet* (X₉) e o rendimento real médio mensal per capita nos domicílios que utilizavam a *internet* (X₁₃), ambos com cargas fatoriais acima de 0,90, o que evidencia sua relevância na formação do fator. Em outras palavras, quanto maior o valor dessas variáveis, maior será o acesso à informação pela população. Isso está de acordo com os estudos de Silva (2015) e Krug, Xavier e d'Orsi (2018) que colocaram que o nível de renda, além da escolaridade, é fator que permite maior acesso à informação e comunicação. Por esse motivo, Célio, Palmeira e Silva (2012) enfatizam a importância de ações governamentais que afetem a renda da população para que possa auxiliar no processo de inclusão digital.

Por outro lado, o Fator 2 apresentou maior número de variáveis, com destaque para o rendimento real médio mensal per capita nos domicílios que não utilizavam a *internet* (X₁₄), com carga de 1,000; o número de domicílios sem microcomputador ou *tablet* (X₄), com carga

de 0,991; e o número de domicílios sem utilização de *internet* (X_8), com carga de 0,980. Importante destacar que o alto valor alcançado por X_{14} se deve à sua forte correlação com o fator X_4 , ou seja, o rendimento real médio mensal per capita dos domicílios que não utilizavam a *internet* exerce uma forte influência sobre o número de domicílios sem microcomputador ou *tablet* (correlação de 0,967). Esse fator surge exatamente para corroborar com a teoria de que renda menor proporciona maior possibilidade de as pessoas não terem acesso a equipamentos com acesso a *internet*, devido a incapacidade de poder adquirir esses bens (Silva, 2015; Krug; Xavier; D'Orsi, 2018).

O indicador confiabilidade composta (CC) - cálculo de fidedignidade do modelo fatorial - mostrou valores acima de 0,90 para os dois fatores, o que superou o valor esperado de 0,70 considerado por Hair *et al.* (2009). E, ao analisar o valor do Indicador G-H, que se refere à replicabilidade da estrutura fatorial em estudos futuros, foi observado que o resultado da análise foi superior ao limite considerado pela teoria, que é de 0,80. Isso indica que o Fator 1 teve valor de 0,958 e o Fator 2 alcançou valor acima da unidade, 1,030, sugerindo a existência de fatores latentes bem definidos e que, provavelmente, serão encontrados facilmente em estudos posteriores (Tabela 3) (Ferrando; Lorenzo-Seva, 2018). No que diz respeito a qualidade das estimativas dos escores fatoriais, por meio da análise dos índices FDI (valor do indicador maior do que 0,90) e ORION (valor do indicador obtido maior do que 0,80), os dois fatores mostraram-se excelentes e confiáveis.

A Tabela 4 apresenta o *ranking* dos cinco estados brasileiros com as maiores e menores cargas fatoriais nos dois fatores que refletem o acesso à informação/comunicação. No Fator 1 (possibilidade de acesso às informações), os estados de Rondônia, Sergipe e São Paulo apresentaram menor acesso aos meios de comunicação em 2021, enquanto Piauí, Pará e Maranhão tiveram maior facilidade de acesso. No entanto, esses resultados exigem discussões adicionais, já que era esperado que os estados mais dinâmicos apresentassem resultados melhores no acesso. Isso não ocorreu devido ao fato de muitos estados dinâmicos serem maiores e mais desiguais em termos de acesso, enquanto estados menos dinâmicos podem ter resultados positivos devido à sua menor população e maior facilidade de acesso à informação/comunicação.

Tabela 4 – Ranking dos estados Brasileiros com menor e maior acesso a meios de comunicação de acordo com as cargas fatoriais

Fator 1					
Maior			Menor		
Estado		Carga Fatorial	Estado		Carga Fatorial
1º	Piauí	4,815	1º	Rondônia	-0,517
2º	Pará	0,475	2º	Sergipe	-0,515
3º	Maranhão	0,361	3º	São Paulo	-0,449
4º	Santa Catarina	0,361	4º	Goiás	-0,447
5º	Ceará	0,075	5º	Rio Grande do Norte	-0,452

Fator 2					
Maior			Menor		
Estado		Carga Fatorial	Estado		Carga Fatorial
1º	Rondônia	1,669	1º	Pará	-1,308
2º	Roraima	1,602	2º	Rio de Janeiro	-1,283
3º	Acre	1,421	3º	Piauí	-1,219
4º	Tocantins	1,460	4º	Bahia	-1,177
5º	Sergipe	0,957	5º	Rio Grande do Sul	-1,118

Fonte: Elaboração própria.

Na questão do Fator 2 (exclusão ou limitação de acesso), é relevante salientar que Rondônia, Roraima e Acre foram os estados com as maiores cargas fatoriais, o que indica a presença de obstáculos que limitam o acesso à informação e comunicação. Todos os estados com maior dificuldade de acesso estão localizados nas regiões Norte e Nordeste do país, ou seja, são aqueles que possuem problemas de desigualdades de renda e que limita acesso aos equipamentos com acesso à *internet* (Silva, 2015; Krug; Xavier; D’Orsi, 2018). Em contrapartida, Pará, Rio de Janeiro e Piauí foram os estados com menor dificuldade de acesso.

Segundo Silva *et al.* (2019), de acordo com dados do (IBGE-2019), as regiões Norte e Nordeste do país possuem um longo histórico de concentração de riqueza e desigualdade social. Dessa maneira gerou consequências, que são os maiores percentuais de pobreza nos estados do Acre e do Amazonas com (47,8%) e no estado do Maranhão com (54,1%). Dessa maneira, a precariedade social pode estar limitando estes cidadãos do consumo essencial e, por conseguinte, da inclusão social, digital e tecnológica.

No entanto, a dificuldade de acesso a recursos financeiros nas regiões mais pobres torna-se fator crucial que limita o acesso de milhares de pessoas não apenas a tecnologias, mas principalmente ao consumo de bens e serviços essenciais para existência. Conforme discutido no II Inquérito Nacional sobre Insegurança Alimentar no Contexto da Pandemia da COVID-19 no Brasil (2020), o quadro de pobreza e suas consequências neste tempo de sinergia entre as várias crises pelas quais passa o país, expunham um quadro preocupante de deterioração socioeconômica e profundas desigualdades na sociedade brasileira, anterior à

pandemia e agravado por ela. Esse quadro persistiu em 2021, com desemprego elevado, precarização do trabalho, perda de direitos sociais e queda do poder aquisitivo (Brasil, 2022).

Além destes fatores, para Senne (2021), o distanciamento social ocasionado pela pandemia da COVID-19 incentivou a migração de algumas atividades (trabalho e educação) para *internet*, e forçou, por um lado, alguns desconectados a obterem planos de *internet*. Contudo, por outro lado, a pandemia afetou a renda da população e, consequentemente, limitou a capacidade de adquirir equipamentos e acesso à *internet*. Assim, Senne (2021) ressalta que a pandemia manteve a questão das desigualdades, revelando os reais efeitos da exclusão digital e social no Brasil.

Este ambiente exige, portanto, a elaboração de políticas de inclusão digital efetiva em que envolva o desenvolvimento de habilidades para que a população, principalmente as carentes, possa extrair equitativamente o maior proveito dos recursos disponíveis cruciais para acesso de cultura, trabalho, educação e informação (Alonso; Ferneda; Santana, 2010; Morais *et al.*, 2012).

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente estudo conseguiu analisar a relação entre a renda e as condições de acesso à tecnologia da população brasileira no período pandêmico da COVID-19 no Brasil. Assim, o estudo comprovou a hipótese levantada de que existe relação entre o acesso à informação, meios de comunicação e a renda das famílias brasileiras, elemento importante para garantir a inclusão social.

A análise conduzida revelou a identificação de dois fatores comuns ou específicos relacionados, sendo eles comuns ou específicos em relação ao tema em estudo. Constatou-se que o primeiro Fator 1 representou 51,96% da variância das variáveis envolvendo variáveis relacionadas às possibilidades de acesso à informação. Essa constatação evidencia como a presença de infraestrutura de rede móvel e os aspectos socioeconômicos, como o rendimento per capita, desempenham papéis interligados e impactantes na configuração desse fator identificado. O Fator 2 - relacionado as variáveis que remetem a exclusão ou limitação de acesso à informação - responde por 20,90 % da variância total dos dados, este apresenta uma abrangência maior de variáveis, evidenciando um conjunto de indicadores inter-relacionados. Assim, o Fator 2, é caracterizado por uma interligação entre a limitação de recursos tecnológicos e financeiros.

Os resultados obtidos possibilitaram identificar dois fatos importantes. O primeiro é que alguns estados mais dinâmicos apresentaram mais dificuldades em ter acesso à informação/comunicação, dado que esses são, ao mesmo tempo, maiores e mais desiguais em termos de acesso. O segundo é que a presença de um telefone no domicílio, sem o acompanhamento de acesso à *internet*, pode ser um indicativo de que a conectividade digital não é inteiramente acessível, mesmo quando existe a disponibilidade de dispositivos de comunicação.

Diante de tais circunstâncias ficou evidente que a inclusão digital é fundamental para promover a igualdade de oportunidades e para reduzir as desigualdades sociais e econômicas, pois a exclusão social é um fator que suprime esses indivíduos, implicando em uma série de desvantagens e limitações (acesso a trabalho e educação). Como contribuição social, este trabalho contribui para instigar novos estudos e compreensões sobre a importância do acesso à tecnologia da informação e aos meios de comunicação durante a pandemia.

Por fim, é sabido compartilhar que as principais limitações para o desempenho de um trabalho mais robusto foi a não disponibilidade das variáveis em âmbito municipal e de outros estudos que abordassem uma temática semelhante para melhor discussão dos resultados. Como sugestão para estudos futuros é válido investigar as desigualdades regionais e explorar mais a fundo o impacto do acesso limitado à tecnologia e aos meios de comunicação.

REFERÊNCIAS

ALVES, C. L. B.; RODRIGUES, A. S. Elementos para pensar territorialidades e desenvolvimento sustentável na mesorregião sul cearense. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v.44, n. Especial, p. 251-274, 2013. Disponível em: <https://www.bnb.gov.br/revista/ren/article/view/31>. Acesso em: 20 Jan. 2023.

ALONSO, L. B. N.; FERNEDA, E.; SANTANA, G. P. Inclusão digital e inclusão social: contribuições teóricas e metodológicas. **Barbarói**. Santa Cruz do Sul, n. 32, jan./jul, 2010. Disponível em: http://pepsic.bvsalud.org/scielo.php?script=sci_abstract&pid=S0104-65782010000100010. Acesso em: 24 jan. 2023.

BARBOSA, A.; BITTENCOURT, A.; SENNE, F.; HATADANI, I. M. Acesso às tecnologias de informação e comunicação no Brasil: uma perspectiva da demanda por banda larga. In: KNIGHT, P. T.; FEFERMAN, F.; FODITSCH, N (Orgs.). **Banda larga no Brasil: passado, presente e futuro**. São Paulo: Figurati, p. 149–168, 2016.

BORGES, M. **História das telecomunicações no Brasil**. Brasília: Editora UnB, 2002.

BRAGA, F. L. P.; CAMPOS, K. C. Desenvolvimento econômico do Estado do Ceará: análise fatorial e de cluster. **Revista Gestão e Regionalidade**, São Caetano do Sul, v. 38, n. 114, p. 149-165, 2022. Disponível em: <https://repositorio.ufc.br/handle/riufc/66394>. Acesso em: 24 jan. 2023.

BRASIL. **Inquérito Nacional sobre Insegurança Alimentar no Contexto da Pandemia da COVID-19 no Brasil**, 2 [livro eletrônico]: VIGISAN: Relatório final/Rede Brasileira de Pesquisa em Soberania e Segurança Alimentar – PENSSAN, 2. São Paulo, SP: Fundação Friedrich Ebert: Rede PENSSAN, 2022.

BRASIL. Ministério das Comunicações. **Programas, projetos, ações, obras e atividades**. Brasília, DF: Ministério das Comunicações, 2023. Disponível em: <https://www.gov.br/mcom/pt-br/aceso-a-informacao/acoes-e-programas/programas-projetos-acoes-obras-e-atividades>. Acesso em: maio 2023.

BROWN, T. A. **Confirmatory factor analysis for applied research**. New York: The Guilford Press, 2006.

CARVALHO, F. R. D. **Análise fatorial**. Dissertação (mestrado) - Departamento de Matemática, Faculdade de Ciências e Tecnologia. Universidade de Coimbra. 61p, 2013.

CASTELLS, M. **A sociedade em rede: A era da informação: economia, sociedade e cultura**. São Paulo: Paz e Terra, 1999.

CÉLIO, E. R. M.; PALMEIRA, A.; SILVA, R. M.; Inclusão digital: um desafio para a sociedade. **Revista Inclusão Social**, Brasília, DF, v. 5 n. 2, p.17-31, 2012. Disponível em: <https://revista.ibict.br/inclusao/article/view/1674>. Acesso em: 25 jan. 2023.

CORRAR, L. J.; PAULO, E.; DIAS FILHO, J. M. **Análise multivariada: para os cursos de Administração, Ciências Contábeis e Economia**. São Paulo: Atlas, 2009.

COMITÊ GESTOR DA INTERNET NO BRASIL (CGI.br). **Pesquisa sobre o uso das Tecnologias de Informação e Comunicação nos Domicílios Brasileiros - TIC Domicílios 2019**. São Paulo: NIC.br, 2019. Disponível em: <https://cetic.br/pesquisa/domicilios/analises>. Acesso em: 29 mar. 2023.

CRONBACH, L. J. Coefficient alpha and the internal structure of tests. **Psychometrika**, [S.l.], v. 16, n. 3, p. 297–334, 1951. Doi:10.1007/ BF02310555.

CORRÊA, A. M. C. J.; FIGUEIREDO, N. M. S de. Modernização da agricultura brasileira no início dos anos 2000: uma aplicação da análise fatorial. **Revista GEPEC**, Toledo, v.10, 2006. Disponível em: <https://e-revista.unioeste.br/index.php/gepec/article/view/394>. Acesso em: 25 jan. 2023.

FÁVERO, L. P.; BELFIORE, P.; SILVA, F. L.; CHAN, B. L. **Análise de dados: modelagem multivariada para tomada de decisões**. 10. ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2009.

FABRIGAR, L. R.; WEGENER, D. T.; MACCALLUM, R. C.; STRAHAN, E. J. Evaluating the use of exploratory factor analysis in psychological research. **Psychological Methods**, [S.l.], v.4, n.3, p. 272-299, 1999.

FERRANDO, P. J.; LORENZO-SEVA, U. Assessing the quality and appropriateness of factor solutions and factor score estimates in exploratory item factor analysis. **Educational and Psychological Measurement**, [S.l.], v. 78, p.762-780, 2018. Doi:10.1177/0013164417719308.

FORNELL, C.; LARCKER, D. F. Evaluating structural equations models with unobservable variables and measurement error. **Journal of Marketing**, [S.l.], v. 18, n. 1, p. 39-50, 1981. Doi:10.2307/3151312.

GALLI, R. A. A Globalização: Oportunidades e Desafios para as Empresas Brasileiras. **Revista de Administração Contemporânea**, [S.l.], v. 6, n. 1, p. 65-83, 2002.

HAIR, J. F.; BLACK, W. C.; BABIN, B. J.; ANDERSON, R. E.; TATHAM, R. L. **Análise multivariada de dados**. Porto Alegre: Bookman, 2005.

HORN, J. L. A rationale and technique for estimating the number of factors in factor analysis. **Psychometrika**, [S.l.], v. 30, n. 1, p. 179-185, 1965.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA - (IBGE). **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD)**, Rio de Janeiro, IBGE, 2021. Disponível em: <https://sidra.ibge.gov.br/pesquisa/pnadca/tabelas#Aten%C3%A7%C3%A3o%20prim%C3%A1ria%20%C3%A0%20sa%C3%BAde>. Acesso em: 20 jan. 2023.

JENKINS, H. **Convergence culture**: Where old and new media collide. New York: New York University, 2006.

KRUG, R. R.; XAVIER, A. J.; D'ORSIL, E. Fatores associados à manutenção do uso da internet, estudo longitudinal EpiFloripa Idoso. **Revista de Saúde Pública**, São Paulo, v. 52, n. 37, p. 1 -12, 2018. Doi: <https://doi.org/10.11606/S1518-8787.2018052000216>.

LIMA, G. C.; CAMPOS, K. C.; ALVES, A. G. M. Índice de Modernização Agrícola na região Nordeste. **Revista Interações**, Campo Grande, MS, v. 23, n. 2, p. 347-362, abr./jun. 2022. Disponível em: <https://www.interacoes.ucdb.br/interacoes/article/view/3158>. Acesso em: 20 Jan. 2023.

LORENZO-SEVA, U.; FERRANDO, P. J. **MSA**: the forgotten index for identifying inappropriate items before computing exploratory item factor analysis. *Methodology*, in press, 2021.

LORENZO-SEVA, U.; FERRANDO, P. J. Robust Promin: a method for diagonally weighted factor rotation. Tarragona, Spain: Technical report, URV, 2019c.

MAIA, M. J do C.; SILVA, R. G da. Índice de investimento em qualidade ambiental dos estados brasileiros: uma aplicação do método de análise fatorial. **Revista Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural**. Rio Branco – Acre, 20 a 23 de julho de 2008. Disponível em: https://scholar.google.com.br/citations?view_op=view_citation&hl=pt-BR&user=BBeqczMAAAAJ&citation_for_view=BBeqczMAAAAJ:UeHWp8X0CEIC. Acesso em: 25 jan. 2023.

MATOS, D. A. S.; RODRIGUES, E. S. **Análise fatorial**. Brasília: Enap, 2019.

MAHMOOD, A.; AKHTAR, S. Impact of COVID-19 on information technology and digitization. **Journal of Public Affairs**, [S.l.], v. 21, n. 2, p. e2358, abr. 2021.

MANYIKA, J.; LUND, S.; CHUI, M.; BUGHIN, J.; WOETZEL, J.; BATRA, P.; KO, R. **Digital globalization: The new era of global flows**. [S.l.], McKinsey Global Institute, 2016.

MINGOTI, S. A. **Análise de dados através de métodos de estatística multivariada: uma abordagem aplicada**. Belo Horizonte: UFMG, 2005. 295p.

MORAES, R. F de. **Prevenindo conflitos sociais violentos em tempos de pandemia: garantia da renda, manutenção da saúde mental e comunicação efetiva**. Brasília: IPEA, 2020.

MORAES, D de. **História das comunicações: de Gutenberg aos nossos dias**. São Paulo: Contexto, 2004.

MORAIS, C. E. R.; PALMEIRA, A.; SILVA, R. M. da. S. Inclusão digital: um desafio para a sociedade. **Revista Inclusão Social**, Brasília, DF, v. 5 n. 2, p.17-31, jan./jun. 2012. Disponível em: <https://revista.ibict.br/inclusao/article/view/1674>. Acesso em: 25 jan. 2023.

MOURA, J. E. A.; SOUSA, E. P. Análise multidimensional do desenvolvimento rural nos municípios cearenses e pernambucanos. **Revista Desenvolvimento em Questão**, [S.l.], v.13, n. 28, p. 227-257, 2015. Doi: <https://doi.org/10.5007/2177-5230.2020v35n76p706>.

NERI, M. C. **Mapa da exclusão digital**. Rio de Janeiro: FGV/IBRE, CPS, p. 143, 2003.

ORGANIZAÇÃO MUNDIAL DA SAÚDE - (OMS). **Who Director-General's opening remarks at the media briefing on COVID-19 - 11 March 2020**. Disponível em: <https://www.who.int/director-general/speeches/detail/who-director-general-s-opening-remarks-at-the-media-briefing-on-covid-19---11-march-2020>. Acesso em: 24 fev, 2023.

PELLENZ, J. L. V.; PUCHALE, C. L. Qualidade ambiental e seus condicionantes: uma análise multivariada para os municípios do Rio Grande do Sul. **Revista Ambiente e Sociedade**, Rio Grande do Sul, 2018. Disponível em: <https://www.redalyc.org/journal/5723/572366669001/html/>. Acesso em: 30 fev. 2023.

RAYKOV, T. Estimation of composite reliability for congeneric measures. **Applied Psychological Measurement**, [S.l.], v.21, n.2, p. 173-184, 1997.

RIOS, J.; WELLS, C. Validity evidence based on internal structure. **Psicothema**, [S.l.], v. 26, n.1, p. 108-116, 2014. Doi:10.7334/psicothema2013.260.

SANDBERG, J.; TAIPALE, S. Work and ICT use in the time of COVID-19. **European Journal of Information Systems**, [S.l.], v. 30, n. 4, p. 397-409, jul. 2021.

SANTOS, L. I. S. **História da informática no Brasil**. São Paulo: Editora Edgard Blücher, 2003.

SASS, D. A. SCHMITT, T. A. A comparative investigation of rotation criteria within exploratory factor analysis. **Multivariate Behavioral Research**, [S.l.], v. 45, n. 1, p. 73-103, 2010.

SENNE, F. Internet na pandemia COVID-19: dinâmicas de digitalização e efeitos das desigualdades. *In: Para além da conectividade: internet para todas as pessoas. CETIC.br: Panorama Setorial da Internet*, ano 13, n.2, p. 1 -32, 2021.

SIJTSMAN, K. On the use, the misuse, and the very limited usefulness of Cronbach's alpha. *Psychometrika*, [S.l.], v.74, n. 1, p. 107- 120, 2009. Doi:10.1007/s11336-008-9101-0.

SILVA, Michele Lins Aracaty E; RAPOSO, Iniah Ordonez; SILVA, Laiza Eduarda Santos Carvalho Da; *et al.* VULNERABILIDADE SOCIAL, FOME E POBREZA NAS REGIÕES NORTE E NORDESTE DO BRASIL. *In: ALMEIDA, Flávio Aparecido de (Ed.). Políticas Públicas, Educação e Diversidade: Uma Compreensão Científica do Real*. 1. ed. [s.l.]: Editora Científica Digital, 2020, p. 1083–1105. Disponível em: <http://www.editoracientifica.com.br/articles/code/200700618>. Acesso em: 3 out. 2024.

SILVA, M. A. R. **Inclusão digital nas escolas públicas**: o uso pedagógico dos computadores e o PROINFO Natal/RN. Natal, RN, 2018.

SILVA, N. C. N da.; FERREIRA, W. L., CIRILLO, M. Â.; SCALON, J. D. O uso da análise fatorial na descrição e identificação dos perfis característicos de municípios de minas gerais. *Rev. Bras. Biom*, São Paulo, v.32, n.2, p.201-215, 2014.

SILVA, S. P. da. Políticas de acesso à Internet no Brasil: indicadores, características e obstáculos. *Cadernos ADENAUER*, [S.l.], Ano.16, n. 3, p. 151 – 171, 2015.

TAVARAYAMA, R.; FREITAS, R. C. M.; MARTINS, J. R. M. A sociedade da informação: possibilidades e desafios. *Revista Nucleus da Fundação Educação de Ituverava*, São Paulo, v.9, n.1, 2012. Doi: 10.3738/1982.2278.604.

TIMMERMAN, M. E.; LORENZO-SEVA, U. Dimensionality Assessment of Ordered Polytomous Items with Parallel Analysis. *Psychological Methods*, [S.l.], v.16, p. 209-220, 2011. Doi:10.1037/a0023353.

ZHU, N.; ZHANG, D.; WANG, W.; LI, X.; YANG, B.; SONG, J.; ZHAO, X.; HUANG, B.; SHI, W.; LU, R.; NIU, P.; ZHAN, F.; MA, X.; WANG, D.; XU, W.; WU, G.; GAO, GF.; TAN, W. A novel coronavirus from patients with pneumonia in China, 2019. *New England Journal of Medicine*, [S.l.] v. 382, n. 8, p. 727-733, 2020. Doi: 10.1056/NEJMoa2001017.



IMPACTO DA GESTÃO ESCOLAR E DA PANDEMIA DA COVID-19 NO DESEMPENHO DOS ALUNOS DO 5º E 9º ANO NO SAEB PARA O ESTADO DO CEARÁ

Ana Cristina Nogueira Maia

Doutoranda pelo Programa de Pós-Graduação em Economia Rural (PPGER) da Universidade Federal do Ceará.

Lattes: <http://lattes.cnpq.br/7076516474858419>

ORCID: <http://orcid.org/0000-0003-3145-2838>

Antônio Mauro de Souza Uchôa Júnior

Administrador. Doutorando em Economia Rural pelo Programa de Pós-Graduação em Economia Rural da Universidade Federal do Ceará (PPGER/UFC).

Lattes: <http://lattes.cnpq.br/3154534382895523>

ORCID: <https://orcid.org/0009-0006-3920-2138>

Fernando Marciano de Almeida

Matemático. Doutorando em Economia Rural pelo Programa de Pós-Graduação em Economia Rural da Universidade Federal do Ceará (PPGER/UFC). Fortaleza-CE

Lattes: <http://lattes.cnpq.br/7870420162464494>.

Orcid : <https://orcid.org/0009-0004-3246-8123>.

Ramon Lucas Almeida Vasconcelos

Economista. Doutorando em Economia Rural pelo Programa de Pós-Graduação em Economia Rural da Universidade Federal do Ceará (PPGER/UFC).

Lattes: <http://lattes.cnpq.br/8478002150498235>.

Orcid : <https://orcid.org/0009-0003-5738-2783>.

Vitória Maria Oliveira Arruda

Engenheira Agrônoma. Mestranda em Economia Rural pelo Programa de Pós-Graduação em Economia Rural da Universidade Federal do Ceará (PPGER/UFC).

Lattes: <http://lattes.cnpq.br/6657226961402163>

Orcid : <https://orcid.org/0009-0005-5327-980>.

RESUMO

O objetivo deste artigo é analisar o impacto da gestão escolar e da pandemia no desempenho dos alunos do 5º e 9º ano no SAEB para os anos de 2019 e 2021 no estado do Ceará. A pesquisa utilizou dados secundários extraídos do Sistema de Avaliação da Educação Básica (SAEB) e do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatísticas (IBGE). Para a interpretação, apresentação e discussão dos dados, foram utilizados os modelos de estimação GLM com distribuição estatística *Tweedie* e também foi feita uma comparação entre modelos, baseados em técnicas de econometria e aprendizado de máquina para escolher qual o melhor para previsão de desempenho no SAEB. Os resultados encontrados revelaram que a pandemia impactou negativamente o desempenho das notas dos alunos no SAEB e o modelo Floresta Aleatória foi o mais eficiente para previsão do desempenho educacional municipal para os alunos do 5º e 9º ano. Conclui-se que a pandemia da COVID-19 trouxe desafios adicionais para a gestão escolar, afetando o desempenho dos alunos no processo de educacional.

Palavras-chave:

Gestão Escolar

Pandemia

Educação

Desempenho..

IMPACT OF SCHOOL MANAGEMENT AND THE COVID-19 PANDEMIC ON THE PERFORMANCE OF 5TH AND 9TH YEAR STUDENTS AT SAEB FOR THE STATE OF CEARÁ

ABSTRACT

Keywords:

School Management
Pandemic
Education
Performance

The objective of this article is to analyze the impact of school management and the pandemic on the performance of 5th and 9th year students at SAEB for the years 2019 and 2021 in the state of Ceará. The research used secondary data extracted from the Basic Education Assessment System (SAEB) and the Brazilian Institute of Geography and Statistics (IBGE). For the interpretation, presentation and discussion of the data, GLM estimation models with Tweedie statistical distribution were used and a comparison was also made between models, based on econometrics and machine learning techniques to choose which is best for predicting performance in the SAEB. The results found revealed that the pandemic negatively impacted the performance of students' grades in the SAEB and the Random Forest model was the most efficient for predicting municipal educational performance for 5th and 9th year students. It is concluded that the COVID-19 pandemic brought additional challenges to school management, affecting student performance in the educational process.

1 INTRODUÇÃO

Gestão escolar na educação brasileira é um novo conceito, que substitui o enfoque limitado de administração escolar, a partir da compreensão de que os problemas educacionais são complexos e requerem uma ação conjunta para superá-los no cotidiano escolar. Neste perceptiva, a gestão escolar surge como uma orientação e liderança competentes, que se baseiam em princípios educacionais democráticos e são um referencial teórico para a organização e orientação do trabalho em educação (Vieira; Bussolotti, 2019).

O processo seletivo de gestão escolar é um mecanismo que permite escolher os diretores e coordenadores das escolas públicas, sendo estes responsáveis por conduzir o processo educacional escolar. A sua forma de realização pode variar de acordo com o nível de autonomia e participação dos diferentes atores envolvidos, como o poder executivo municipal, os professores, os pais e os alunos. A pandemia atingiu todos os níveis de ensino da educação, sem exceção, afetando severamente sua gestão, com o fechamento de escolas, a saída de alunos, o cancelamento de matrículas e a reestruturação de turmas (Bof; Moraes, 2021).

Dessa forma, surgiu a seguinte questão: a pandemia e a livre indicação pelo executivo municipal interferem no desempenho das escolas municipais do estado do Ceará, tendo como base os dados do Sistema de Avaliação da Educação Básica (SAEB)?

Nesse contexto, o presente trabalho tem como objetivo geral analisar o impacto da gestão escolar e da pandemia no desempenho dos alunos do 5º e 9º ano no SAEB para os anos de 2019 e 2021 no estado do Ceará. De maneira específica, o estudo busca: a) Descrever os resultados das estatísticas descritivas das variáveis coletadas para 184 municípios cearenses; b) avaliar se a gestão por indicação do executivo afetou o desempenho dos alunos do 5º e 9º ano nas provas de língua portuguesa e matemática do SAEB nos anos 2019 e 2021; c) verificar os efeitos da pandemia no desempenho dos alunos avaliado pelo SAEB.

Para a concretização dos objetivos propostos, recorreu-se à revisão bibliográfica de parte da literatura produzida sobre o tema e a compilação e análise das estatísticas oficiais. Este artigo está estruturado em cinco seções, incluindo esta introdução. Na segunda seção, situa-se a revisão de literatura. A terceira seção apresenta a metodologia, bem como as fontes dos dados que foram utilizados. Na quarta seção, os resultados são discutidos para, finalmente, na quinta seção, serem apresentadas as considerações finais da pesquisa.

2 REVISÃO DE LITERATURA

A gestão escolar é um processo que envolve a organização, o planejamento, a coordenação e a avaliação das atividades educacionais de uma instituição de ensino, tendo como objetivo garantir a qualidade da educação, promover a participação democrática dos diferentes atores envolvidos no processo educativo e assegurar o cumprimento das normas e diretrizes educacionais. Esse processo durante a pandemia é um desafio que exige adaptação, criatividade e colaboração dos gestores escolares, dos professores, dos estudantes e das famílias, pois a mesma trouxe uma série de dificuldades e mudanças para o cenário educacional, como a suspensão das aulas presenciais, a adoção do ensino remoto, a necessidade de garantir a segurança sanitária, a ampliação das desigualdades educacionais e o aumento da evasão escolar. Neste capítulo, vamos discutir os principais conceitos e aspectos da gestão escolar e da gestão escolar na pandemia, bem como apresentar estudos que relacionam estas variáveis com o desempenho escolar.

2.1 Gestão Escolar

No Brasil, o diretor é um representante da administração pública e da comunidade escolar. As formas tradicionais de obtenção de um cargo e provimento são, historicamente, constituídas por quatro mecanismos, ainda vigentes nos entes federativos: indicação (precedida ou não de lista tríplice), concurso público, eleição ou consulta (incluindo o voto direto da comunidade escolar) e modalidades mistas ou híbridas (incluindo critérios técnicos e participação da comunidade escolar) (Lima, 2021).

A institucionalização do mecanismo de seleção de diretores se efetivou nacionalmente através da Lei 13.005, de 2014 (Brasil, 2014), que aprovou o Plano Nacional de Educação. Essa lei estabelece que as redes públicas de ensino devem considerar conjuntamente, para a escolha dos diretores de escolas os critérios técnicos de mérito, desempenho e participação da comunidade escolar, seguindo os princípios da gestão democrática (Lima, 2021).

Dessa forma, Luck (2009) aponta que a democracia indireta na escola, através da eleição dos diretores pela comunidade escolar, contribui para o processo de qualidade e aproxima a instituição da comunidade. Dado que, ela escolhe o seu diretor, ele se compromete a apoiar a implementação de projetos políticos-pedagógicos construídos em conjunto, além de transmitir a sensação de participação no processo e na comunidade escolar. Esse hábito de gestão democrática na escola se sobressai ao fazer frente à indicação de diretores por políticos com interesses partidários, o que demonstrou ser um meio de depreciar o princípio de que a educação de qualidade se sobrepõe aos interesses de grupos.

Sob a perspectiva de democratização da escola, a contradição presente na função do cargo de diretor torna-se mais evidente. Embora, o diretor assuma uma postura democrática abrindo a direção da escola para a participação da comunidade e trazendo para si as funções técnicas administrativas e pedagógicas, muitas vezes esse diretor não vai conseguir efetivar de fato essa concepção de gestão, uma vez que as atribuições burocráticas e administrativas inerentes ao cargo dificultam sua ação em outras áreas da gestão escolar (Silva; Araújo, 2020; Paro, 2015).

Para Soares (2007), a gestão da escola é responsável por administrar o projeto pedagógico, as pessoas que fazem parte de sua comunidade e os aspectos físicos e financeiros da organização escolar. Assim, a função da administração implica garantir o funcionamento

da escola de forma que os recursos nela existentes possam ser usados para atender às necessidades de aprendizagem dos alunos.

O Sistema de Avaliação da Educação Básica (SAEB) é um indicador de qualidade do ensino básico no Brasil. Ele é um instrumento de avaliação de larga escala que mede o desempenho dos alunos por escola, município, região, estado ou até mesmo em nível nacional. É relevante avaliar o desempenho do aluno de acordo com o seu perfil socioeconômico para que sejam criadas ou redirecionadas políticas públicas que melhorem a qualidade da educação (Pereira; Foracci, 1976).

Neste contexto, Barros e Mendonça (1998), realizaram um estudo sobre como a forma de escolha do diretor influencia o desempenho dos alunos, utilizando dados do Censo Escolar, PNAD e SAEB, compararam o rendimento dos jovens e as diferentes formas de seleção de diretores, entre 1983 e 1993. Embora o trabalho demonstre um impacto significativo no desempenho, esse efeito explicava apenas a metade das melhorias observadas.

Sammons (2008) aponta que o trabalho da gestão escolar melhora os resultados acadêmicos, mas envolve um verdadeiro trabalho de bastidores para garantir o desenvolvimento de outras características essenciais para a eficácia escolar: objetivos e visões compartilhados, ambiente de aprendizagem, incentivos positivos, parceria casa-escola, organização orientada à aprendizagem e monitoramento do progresso acadêmico dos alunos.

Em relação às evidências acerca dos efeitos diretos da seleção de diretores sobre os alunos, um estudo conduzido com base nos dados da Prova Brasil (2005-2011) revelou que a rotatividade dos diretores nas instituições de ensino públicas é prejudicial para os estudantes e, ao mesmo tempo, a indicação política de gestores tem um impacto negativo no IDEB (Miranda; Pazello, 2014).

Segundo Leithwood (2009), a atuação dos diretores traz um efeito sobre a aprendizagem dos alunos, ainda que de forma indireta. Considerando os recentes estudos sobre os efeitos do trabalho do diretor para a eficácia na aprendizagem, o autor aponta que, ainda que a liderança escolar somente explique entre 3% e 5% da variância de aprendizagem dos alunos entre escolas, ela representa um quarto da variância total quando controladas as variáveis de origem dos alunos e analisados somente os fatores intraescolares.

Na pesquisa de Oliveira; Carvalho (2018) é possível notar uma ligação entre um fator intraescolar, a liderança do diretor (percebida pelos professores da escola) e um fator

extraescolar, as políticas de provimento do cargo de direção da escola, com os resultados acadêmicos dos alunos. Os resultados apresentados mostraram que dois fatores importantes na gestão da escola têm um impacto significativo nos resultados dos alunos: a forma como o diretor teve acesso ao seu cargo e o reconhecimento da sua liderança pelos professores da sua escola. Os dois fatores estão relacionados tanto ao trabalho dos diretores na gestão escolar quanto às políticas de escolha desses diretores.

As autoras mencionadas acima citam algumas pesquisas internacionais como: Leithwood, Patten e Jantzi (2010) e Leithwood e Sun (2012), que analisaram os diferentes tipos de liderança escolar e o seu impacto no desempenho dos alunos e no clima escolar. Destacam-se a liderança instrucional (com foco nas questões pedagógicas) e a liderança transformacional (que supõe a mobilização e a participação docente), sendo que a última tem apresentado um efeito positivo, moderado, mas significativo, sobre a rotina escolar. Esses estudos também demonstraram um efeito positivo de variáveis como “metas compartilhadas entre a equipe”, na melhoria da aprendizagem.

Além disso, existem uma grande variedade de tarefas que são relevantes para o exercício da função de Diretor de Escola. A análise de como a execução dessas tarefas pode contribuir para a melhoria do ensino e do desempenho escolar, pode revelar necessidades de aperfeiçoamento na forma de como essas tarefas estão sendo executadas. Uma fonte de dados importante para esse tipo de análise são os questionários do SAEB, que fazem perguntas sobre o cotidiano da gestão escolar (Silva; Silva; Lima, 2020).

Oliveira *et al.* (2018), com o objetivo de investigar se as políticas de provimento do cargo de direção da escola, juntamente com o estilo de liderança do diretor, influenciam o desempenho dos alunos do 5º do Ensino Fundamental na proficiência matemática, chegaram à conclusão de que existe uma associação positiva entre o estilo de liderança dos diretores e o desempenho dos alunos em matemática. Além disso, os resultados da pesquisa encontraram uma associação negativa entre o desempenho dos alunos em matemática com o estilo de liderança de Diretores que tiveram acesso ao cargo por meio de nomeação.

Além dos trabalhos citados, existem outras publicações que contribuíram de forma significativa para o desenvolvimento do tema em questão. Neste contexto, reconhecemos que os papéis desempenhados pelos gestores escolares são amplos e complexos, o que frequentemente torna suas atividades e posições importantes para uma boa gestão escolar.

2.2 Gestão Educacional no Contexto Pandêmico

A gestão escolar é importante para entender o papel do profissional que atua como gestor diante dos desafios diários e os espaços de atuação na pandemia. Assim, entendemos que ele é um líder da comunidade escolar e do processo democrático (Santos; Alves; Arraes, 2021).

Durante a pandemia, a complexidade da política educacional se intensifica no desenvolvimento das atividades escolares, devido aos conflitos existenciais da profissão docente e a dinâmica da realidade em que os brasileiros estão inseridos (Colemarx, 2020).

Nesse contexto, a realidade imposta na estrutura da escola necessitou de uma nova abordagem para administração escolar, especialmente, na forma de condução das propostas pedagógicas, administrativas, financeiras e relacionais. Essa situação mostra a dificuldade de desenvolver propostas que estejam interligadas ao projeto coletivo de escola/educação, mesmo em tempos excepcionais, o que mostra um cenário de inovação, de orientação e de liderança dos gestores escolares (Silva; Silva, Gomes, 2021).

Para Pralon (2020), o clima organizacional foi uma das dificuldades que mais interferiu na gestão escolar durante a pandemia. Ela explicou que as dificuldades são decorrentes das condições de trabalho dos professores e da implementação de novos métodos de ensino. Dessa forma, essas dificuldades aumentam a insegurança no processo de ensino, além de prejudicar o desenvolvimento econômico e financeiro das escolas, necessitando de medidas imediatas de administração para fomentar estruturas que promovam uma educação de qualidade e aprimorem os métodos de ensino.

Como apontam Silva e Weinman (2020), em um estudo ligado aos desafios educacionais durante a pandemia e ao acesso à tecnologia e ao conhecimento, o sistema educacional público e os seus gestores enfrentarão dificuldades devido à falta de recursos para investir em tecnologia necessária à continuidade educacional, obstruindo o processo pedagógico.

Outra dificuldade para os gestores escolares foi a transferência das atividades escolares do presencial para o virtual sem a devida preparação. Isso gerou um desafio para os professores, que tiveram de desenvolver uma proposta de abordagem virtual e diferenciada que atendesse tanto aos objetivos estabelecidos nos planos de ensino, quanto aos interesses e necessidades dos alunos (Costa; Hermes, 2023).

Segundo Reis e Leal (2021), o período pandêmico afetou a gestão escolar quanto ao cumprimento da democracia, sobretudo da democracia digital. Os pesquisadores concluíram que a dificuldade de acesso aos recursos tecnológicos teve impacto na continuidade dos estudos em casa. Trata-se de uma pandemia caracterizada pelo não cumprimento da inclusão digital por parte das famílias com rendas mais baixas, o que interferiu nas dimensões pedagógicas e nos resultados.

Já o estudo realizado por Rabello *et al.* (2021), teve como objetivo identificar o perfil sociodemográfico dos gestores, as concepções de gestão escolar e a atuação em tempos de pandemia. Eles chegaram à conclusão de que, em decorrência da pandemia do Covid-19, as instituições de ensino enfrentaram desafios e oportunidades, sendo os desafios relacionados à gestão financeira e administrativa e as oportunidades no fortalecimento da gestão pedagógica e de pessoas, por meio da inclusão tecnológica e do desenvolvimento de uma comunidade de aprendizagem que se baseia na empatia entre a escola e a família.

Dessa forma, os trabalhos apresentados acima mostram as experiências vivenciadas nas instituições de ensino durante a pandemia, apontando para questões específicas, como a gestão dos processos de ensino e aprendizagem, ou a forma de atuação em um momento de incertezas.

3 METODOLOGIA

Uma das tarefas mais complexas da análise de dados é construir modelos estatísticos que sejam adequados para representar a realidade dos fenômenos estudados. Neste capítulo, apresentaremos os modelos que utilizamos para investigar as relações entre as variáveis de interesse, baseados em métodos de econometria e aprendizado de máquina. Esses modelos buscam a simplicidade, sem perder a capacidade de explicar os padrões observados nos dados, e através desses métodos investiga-se a importância da gestão escolar e pandemia nos determinantes do desempenho escolar.

3.1. Base de dados e variáveis utilizadas

A base de dados de desempenho educacional é composta por informações a nível municipal para o estado do Ceará nos anos de 2019 e 2021. As informações foram coletadas a partir de diversas fontes, incluindo: Sistema de Avaliação da Educação Básica (SAEB), Censo Escolar, questionários respondidos por secretários de educação e Instituto Brasileiro

de Geografia e Estatísticas (IBGE). A tabela 1 apresenta um resumo das variáveis presentes na base de dados.

Tabela 1- Base de dados

Variável	Descrição	Fonte
Média5	Média do SAEB do 5º ano fundamental do município	Inep
Média9	Média do SAEB do 9º ano fundamental do município	
Gestão	Variável binária que corresponde a 0 quando a gestão é escolha direta do executivo e 1 caso contrário	
PIB	Produto interno bruto do município	IBGE
População	Número de habitantes do município	IBGE
Pandemia	Variável binária que corresponde a 0 para o ano de 2019 e 1 para o ano de 2021	Elaboração própria

Fonte: elaboração própria.

As variáveis Média5 e Média9 foram montadas a partir das notas de Português e Matemática do SAEB do 5º e 9º ano do ensino fundamental, respectivamente. O SAEB é um exame aplicado pelo Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (INEP) a estudantes de escolas públicas e privadas de todo o Brasil.

Para montar as variáveis, foi feita uma média das notas de Português e Matemática para cada município, resultando assim na média do SAEB para cada amostra municipal.

As variáveis Média5 e Média9 podem ser usadas para comparar o desempenho dos estudantes de diferentes municípios. Por exemplo, um município com Média5 alta terá, em média, estudantes com notas melhores em português e matemática do que um município com Média5 baixa.

É importante notar que as variáveis Média5 e Média9 podem ser influenciadas por diversos fatores, como a qualidade da educação oferecida nas escolas, o nível socioeconômico dos estudantes e as condições socioeconômicas do município.

A variável Gestão foi obtida através de questionários respondidos pelos secretários de educação de cada município. O questionário perguntava qual era o tipo de gestão da educação municipal: centralizada, descentralizada ou híbrida.

Em 2019, 49 não fizeram indicação para gestão escolar, enquanto que em 2021, esse número foi reduzido para 17 municípios. Essa discrepância pode ter ocorrido porque alguns secretários municipais podem ter deixado a resposta em branco.

O PIB e a população são variáveis que podem ser usadas para medir o desenvolvimento de um município. O PIB mede o valor total da produção de bens e serviços de um município, enquanto a população mede o número de pessoas que vivem no município. Em geral, municípios com PIB mais alto e população maior tendem a ter mais recursos disponíveis para investir na educação. Isso pode se traduzir em melhores condições de ensino, como escolas mais bem equipadas, professores mais qualificados e programas educacionais mais abrangentes.

No contexto da pandemia de COVID-19, a disponibilidade de recursos pode ter sido um fator importante para o desempenho educacional dos estudantes. Em municípios com PIB mais alto, as famílias podem ter tido mais recursos para comprar equipamentos eletrônicos e internet para que seus filhos pudessem acompanhar as aulas remotas. Além disso, os municípios com PIB mais alto podem ter sido mais capazes de investir em recursos educacionais online, como plataformas de ensino à distância e professores remotos.

Por outro lado, municípios com PIB mais baixo e população menor podem ter enfrentado mais dificuldades para oferecer aulas remotas de qualidade. Em alguns casos, as famílias podem não ter tido acesso a equipamentos eletrônicos ou internet. Além disso, os municípios com PIB mais baixo podem ter tido menos recursos para investir em recursos educacionais online.

Portanto, o PIB e a população são variáveis importantes para serem consideradas ao analisar o desempenho educacional municipal, especialmente no contexto da pandemia de COVID-19, pois podem ajudar a captar diferenças de desenvolvimento entre municípios e, conseqüentemente, diferenças no acesso e na qualidade da educação.

Já as variáveis referentes à estrutura da escola, como bibliotecas, salas de informática, laboratórios etc., são importantes para medir a qualidade da educação oferecida nas escolas. No entanto, podem perder relevância no contexto da pandemia de COVID-19, pois as crianças estavam em casa e não tinham acesso às escolas.

No estudo em questão, os dados foram coletados para os anos de 2019 e 2021. Em 2019, as aulas eram presenciais e as crianças tinham acesso às escolas. Já em 2021, as aulas foram remotas e as crianças estavam em casa. Assim, para tornar a amostra homogênea entre os anos, optou-se por excluir as variáveis referentes à estrutura da escola do modelo, evitando que as diferenças entre as escolas no que diz respeito à estrutura pudessem influenciar os resultados do estudo, uma vez que essas características perdem relevância no contexto pandêmico.

3.2 Modelo empírico

A análise de dados envolve o desafio de criar modelos estatísticos que possam captar a realidade dos fenômenos em estudo. Neste capítulo, mostraremos os modelos que empregamos para examinar as relações entre as variáveis relevantes, baseados em técnicas de econometria e aprendizado de máquina. Esses modelos procuram ser o mais parcimoniosos possível, sem comprometer a capacidade de reproduzir os padrões encontrados nos dados, busca-se por meio desses métodos estimar o efeito da gestão escolar e pandemia nos fatores que influenciam o desempenho escolar. A modelagem deste estudo compreenderá dois pontos: Estimação usando GLM com distribuição estatística *Tweedie* e Comparação de modelos.

3.2.1 Modelos lineares generalizados

Ao estudar os modelos clássicos de regressão linear, percebe-se que a variável resposta apresenta distribuição normal, variação constante e independência. No entanto, em muitos casos, estes pressupostos não são cumpridos, pelo que modelos mais flexíveis e gerais são cruciais para modelar outras relações funcionais. Neste sentido, surgiu uma classe de modelos lineares generalizados (GLMs). O GLM amplia a possibilidade de assumir uma distribuição de probabilidade da variável dependente. Desta forma, à variável resposta pode ser atribuída a uma distribuição pertencente à família exponencial, ou seja, normal, normal inversa, gama, binomial, Poisson etc. Os modelos lineares generalizados são compostos por três elementos Básicos: o componente aleatório, o componente sistemático e a função de ligação. (McCullagh; Nelder, 1989)

O componente aleatório consiste em uma variável aleatória Y , que é composta por um conjunto de observações aleatórias independentes entre si com comprimento de n elementos e distribuição pertencente à família exponencial. O elemento sistemático corresponde ao conjunto de covariáveis que através de uma combinação linear de parâmetros gera o preditor linear. Já a função de ligação é o elemento que liga o componente aleatório com o componente sistemático através de uma função monótona e diferenciável. Diferentes funções de ligação podem ser utilizadas para cada distribuição assumida para a variável dependente. (McCullagh; Nelder, 1989)

A função geral do Modelo Linear Generalizado (GLM) pode ser representada da seguinte forma:

$$g(\mu) = X\beta \quad (1),$$

em que: $g(\mu)$ é a função de ligação que faz a relação entre a média μ da variável dependente Y e o preditor linear $X\beta$. A matriz que contém os valores das variáveis independentes é o X . O β é o vetor de parâmetros a serem estimados. μ é a média da distribuição condicionada da variável dependente Y. (McCullagh; Nelder, 1989)

Ademais, o GLM introduz uma função de dispersão V para modelar a variabilidade da variável dependente em relação à média, essa relação pode ser expressa pela equação 2, onde a distribuição de probabilidade específica depende da escolha da família exponencial. (McCullagh; Nelder, 1989):

$$Y \sim \text{Família Exponencial}(\mu, V) \quad (2),$$

Em síntese o GLM é uma ferramenta versátil que pode ser usada para modelar diferentes tipos de relacionamentos entre variáveis. Essa versatilidade é proporcionada pela flexibilidade na escolha da função de ligação, da função de dispersão e da distribuição de probabilidade.

3.2.1.1 Estimação utilizando GLM com distribuição estatística Tweedie

A distribuição Tweedie é uma família de distribuições de probabilidade que pode ser usada para modelar dados que apresentam overdispersion ou underdispersion. Overdispersion ocorre quando a variância dos dados é maior que o esperado pela média dos dados, enquanto underdispersion ocorre quando a variância dos dados é menor que o esperado pela média dos dados. (Rizzo, 2006)

No contexto do estudo em questão, é possível que os dados apresentem underdispersion, pois a variação nos resultados educacionais dos municípios cearenses se apresentou baixa, como será mostrado na estatística descritiva. Assim sendo, será utilizado um GLM com distribuição Tweedie para estimar os modelos, que é uma extensão do GLM tradicional que permite modelar dados com underdispersion. (Rizzo, 2006)

Para o estudo em questão serão estimados dois modelos, um em que a variável dependente (Y) é a média5 e outro que é a média9. As variáveis independentes (X) serão as variáveis Gestão, PIB, População e Pandemia.

3.2.2 Least Absolute Shrinkage and Selection Operator (LASSO)

O método de regressão Least Absolute Shrinkage and Selection Operator (LASSO) é uma técnica de regularização que permite estimar os parâmetros β de forma a minimizar a soma dos erros quadráticos e a norma L1 dos coeficientes. O objetivo é obter um modelo parcimonioso, ou seja, com poucas variáveis explicativas e com baixa variância. A função de ligação $g(\mu)$ determina a forma da relação entre a média da variável dependente Y e o preditor linear $X\beta$. A função de dispersão $V(\mu)$ determina como a variância da variável dependente Y depende da sua média μ . (Tibshirani, 1996)

O LASSO minimiza a soma dos quadrados dos resíduos, adicionando uma penalidade proporcional ao valor absoluto dos parâmetros. Logo, o LASSO reduz os parâmetros menos importantes a zero, realizando, assim, uma seleção de variáveis. Essa metodologia pode ser aplicada aos modelos lineares generalizados, desde que sejam especificados a função de ligação e a função de dispersão adequadas. A função LASSO pode ser representada conforme a equação 3. (Tibshirani, 1996):

$$\text{Min} \left(\frac{1}{2n} \sum_{i=1}^n (y_i - \beta_0 - \sum_{j=1}^p x_{ij} \beta_j)^2 + \lambda \sum_{j=1}^p |\beta_j| \right) \quad (3),$$

em que: n é o número de observações, p é o número de variáveis independentes, y_i é a variável dependente da i -ésima observação, x_{ij} é o valor da j -ésima variável independente na i -ésima observação, β_0 é o intercepto da função, β_j são os coeficientes associados às variáveis independentes e o λ é o parâmetro de regularização ou parâmetro de penalidade (Tibshirani, 1996).

3.2.3 Floresta Aleatória

Floresta aleatória é um método de aprendizado de máquina que combina várias árvores de decisão para produzir um modelo mais robusto e preciso. Cada árvore de decisão é treinada com um subconjunto aleatório dos dados e das variáveis, o que reduz o risco de sobre ajuste e viés. A previsão final é obtida pela média ou pela votação das previsões de cada árvore. Floresta aleatória é um algoritmo versátil que pode ser usado tanto para classificação quanto para regressão, e que oferece várias vantagens, como facilidade de

implementação, importância das variáveis, e resistência a ruídos e outliers. (Alvarenga Júnior, 2018)

Este modelo é aplicado em situações que requerem o aprendizado a partir dos dados, pois combinam a predição de um conjunto de árvores de decisão para alcançar uma única resposta de saída, que propende a apresentar o melhor desempenho que as obtidas com cada árvore do modelo em separado, pois reduz a variância. A equação 4 representa a saída deste modelo (Alvarenga Júnior, 2018):

$$f_{fa}^B(x_i) = \frac{1}{B} \sum_{b=1}^B T(x_i, \Theta_b) \quad (4),$$

em que: B é o número total de árvores, $T(x_i, \Theta_b)$ representa a resposta de uma árvore b para um vetor de entrada x_i , e Θ_b são os parâmetros desta árvore.

A desenvolvimento de uma floresta aleatória envolve o uso de bootstrap para criar subconjuntos de dados para treinar cada uma das árvores do modelo. No entanto, a floresta aleatória usa apenas um subconjunto de atributos para cada divisão de nó. Em outras palavras, a cada vez que uma árvore é construída, um número aleatório de atributos é selecionado para serem considerados na divisão (Alvarenga Júnior, 2018).

3.2.4 Comparação de modelos

Para decidir qual seria o melhor modelo para previsão de resultados de desempenho no SAEB, serão comparados os seguintes modelos: GLM com LASSO e Floresta Aleatória.

O GLM com LASSO é uma extensão do GLM tradicional que permite selecionar as variáveis mais importantes para o modelo. O Floresta Aleatória é um algoritmo de aprendizado de máquina que pode ser usado para modelar dados não lineares. Para comparar os modelos, será utilizado o erro médio quadrático (RMSE). O RMSE é uma medida da distância média entre os valores preditivos do modelo e os valores reais.

Os resultados da modelagem podem ser usados para melhorar a compreensão dos fatores que influenciam o desempenho educacional dos municípios brasileiros e dos modelos mais bem ajustados para preverem o desempenho dos alunos. Além de poderem nortear o desenvolvimento de políticas públicas que visem aperfeiçoar o desempenho educacional dos municípios.

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Uma forma de discutir os resultados obtidos é analisar as métricas de avaliação dos dois modelos, tais como o erro quadrático médio e a significância estatística das variáveis. Essas métricas permitem quantificar o grau de ajuste dos modelos aos dados e a sua capacidade de descrever os aspectos que envolvem o desempenho dos alunos no SAEB. Além disso, é possível comparar os modelos em termos de interpretabilidade, complexidade e robustez, considerando as vantagens e desvantagens de cada um. Espera-se com isso identificar o modelo mais adequado para fazer previsões sobre o desempenho dos alunos no SAEB, considerando os aspectos teóricos e práticos envolvidos na modelagem.

4.1 Análise estatística das variáveis estudadas

A Tabela 2 apresenta as estatísticas descritivas de quatro variáveis coletadas para 184 municípios cearenses nos anos de 2019 e 2021. As variáveis são: Saeb5 e Saeb9, que compõe a média das notas de Português e Matemática do Sistema de Avaliação da Educação Básica (SAEB) do 5º e 9º ano, respectivamente, do ensino fundamental de cada município; PIB: PIB municipal, medido em reais; População: População municipal, medida em habitantes.

Tabela 2 - Estatísticas Descritivas

Variável	Média	Desvio Padrão	Mín	Max
Saeb5	225,1	24,48	181,8	313,6
Saeb9	264	17,72	233	343,7
PIB	1248478	6906930,37	54457	104147250
População	49926	199921,62	4784	2703391

Fonte: elaboração própria.

A média da variável Saeb5 é de 225,1 pontos, sendo o valor mínimo da variável de 181,8 pontos e o valor máximo é de 313,6 pontos. Apesar dessa diferença, o desvio-padrão de 24,48 indica baixa variabilidade de notas entre os municípios cearenses.

Da mesma forma, a média da variável Saeb9 é de 264 pontos, com o valor mínimo da variável de 233 pontos e o valor máximo é de 343,7 pontos. Ainda assim, o valor do

desvio-padrão é ainda menor, sendo apenas de 17,72, demonstrando a homogeneidade do desempenho dos alunos entre os municípios.

A média da variável PIB é de 124.847.800 reais, com um desvio padrão de 69.069.303,70 reais. O valor mínimo da variável é de 544.570 reais e o valor máximo é de 1.041.472.500 reais.

Já média da variável População é de 49.926 habitantes, com um desvio padrão de 199.921,62 habitantes. O valor mínimo da variável é de 4.784 habitantes e o valor máximo é de 2.703.391 habitantes.

Os resultados da análise descritiva da Tabela 2 indicam que há uma baixa variação nos resultados educacionais dos municípios brasileiros. Essa variação pode ser explicada por diversos fatores, incluindo o nível socioeconômico dos municípios, a qualidade da educação oferecida nas escolas, as condições socioeconômicas das famílias e a disponibilidade de recursos para investir na educação.

No contexto da pandemia de COVID-19, é possível que essa variação nos resultados educacionais pode ter sido ainda maior. Isso ocorre porque os municípios com mais recursos foram capazes de oferecer aulas remotas de qualidade, enquanto os municípios com menos recursos enfrentaram mais dificuldades.

4.2 Resultado do modelo linear generalizado com a distribuição *Tweedie*

Foi realizada uma análise de regressão utilizando o modelo linear generalizado (GLM) com a distribuição Tweedie para estimar o desempenho dos alunos no SAEB do 5º e do 9º ano do ensino fundamental. O objetivo foi identificar os fatores que influenciam o resultado da avaliação e comparar as diferenças entre os dois anos. Os resultados da estimação estão apresentados na Tabela 3, onde pode-se observar os coeficientes e os intervalos de confiança para cada variável explicativa.

Tabela 3 - Resultados para o GLM

Estimação para o SAEB do 5º ano		
Variável	Coefficiente	P valor
Intercepto	5,4338	0*
Gestão	-0,0028	0,859
PIB	0,000000003	0,423
População	-0,00000001	0,34
Pandemia	-0,0283	0,015*
Estimação para o SAEB do 9º ano		
Variável	Coefficiente	P valor
Intercepto	5,5866	0*
Gestão	-0,0034	0,728
PIB	0,000000002	0,295
População	-0,00000001	0,252
Pandemia	-0,0165	0,021*

Fonte: elaboração própria.

*Significante a 5%.

Conforme a Tabela 3, os resultados do GLM mostraram que os coeficientes encontrados foram significativos ao nível de 5% para a variável Pandemia e para o intercepto. No que diz respeito as variáveis Gestão, PIB e População, o coeficiente não é significativo. Isso indica que, no período estudado, a pandemia impactou negativamente e o intercepto positivamente o desempenho das notas dos alunos no SAEB.

Vários trabalhos pesquisados abordam o impacto negativo da pandemia no ensino, dentre eles, o de Bof e Moraes (2021), que em seu estudo sobre os impactos da pandemia de covid-19 no aprendizado dos estudantes do ensino fundamental e do ensino médio brasileiros, os resultados constataram uma diminuição do percentual de alunos cuja proficiência alcança nível adequado de aprendizado na avaliação do Saeb em 2021, pós-pandemia, nos três anos/séries avaliados. Além disso, considerou-se que a suspensão das aulas presenciais durante o período da pandemia teve um impacto negativo na aprendizagem dos estudantes.

4.3 Modelagem para previsão

Além disso, também buscamos avaliar a eficácia de dois modelos diferentes para prever o desempenho dos alunos no SAEB. Para isso, utilizamos técnicas de *machine learning*,

que permitem construir algoritmos capazes de aprender com os dados e fazer previsões. O objetivo é verificar qual dos modelos apresenta menor erro na hora de prever os resultados do SAEB, considerando as variáveis disponíveis no banco de dados. Essa é uma abordagem comum em modelagem preditiva, que visa comparar o desempenho de diferentes métodos para resolver um mesmo problema.

Tabela 4 - Comparação entre GLM com LASSO e Floresta aleatória para previsão do SAEB

SAEB 5º ano		
Modelo	Erro Absoluto Médio	Erro Quadrado Médio
GLM com LASSO	19,65	702,91
Floresta Aleatória*	19,05	656,91
SAEB 9º ano		
Modelo	Erro Absoluto Médio	Erro Quadrado Médio
GLM com LASSO	13,2	346,98
Floresta Aleatória*	12,62	346,98

Fonte: elaboração própria.

*Melhor modelo para previsão.

A Tabela 4 apresenta os resultados da comparação entre dois modelos de previsão do desempenho educacional municipal no Brasil: GLM com LASSO e Floresta Aleatória. Os resultados indicam que o Floresta Aleatória é um modelo mais eficiente para previsão do que o GLM com LASSO, tanto para o SAEB do 5º ano quanto para o SAEB do 9º ano.

O Erro Absoluto Médio (MAE) é uma medida da distância média entre os valores preditivos do modelo e os valores reais. Um menor valor de MAE indica que o modelo é mais preciso na previsão dos valores reais. Para o SAEB do 5º ano, o MAE do Floresta Aleatória foi de 19,05, enquanto o MAE do GLM com LASSO foi de 19,65. Portanto, o Floresta Aleatória foi mais preciso na previsão das notas dos estudantes do 5º ano. Para o SAEB do 9º ano, o MAE do Floresta Aleatória foi de 12,62, enquanto o MAE do GLM com LASSO foi de 13,2. Portanto, o Floresta Aleatória também foi mais preciso na previsão das notas dos estudantes do 9º ano.

O Erro Quadrado Médio (RMSE) é outra medida da distância média entre os valores preditivos do modelo e os valores reais. Um menor valor de RMSE indica que o modelo é mais preciso na previsão dos valores reais. Para o SAEB do 5º ano, o RMSE do Floresta Aleatória foi de 702,91, enquanto o RMSE do GLM com LASSO foi de 756,91. Portanto, o Floresta Aleatória foi mais preciso na previsão das notas dos estudantes do 5º ano. Para o SAEB do 9º ano, o RMSE do Floresta Aleatória foi de 346,98, enquanto o RMSE

do GLM com LASSO foi de 356,98. Portanto, o Floresta Aleatória também foi mais preciso na previsão das notas dos estudantes do 9º ano.

Em suma, o Floresta Aleatória é um modelo mais eficiente para previsão do desempenho educacional municipal no Brasil, tanto para o SAEB do 5º ano quanto para o SAEB do 9º ano.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Esta pesquisa discutiu a importância da gestão escolar durante a pandemia, destacando os desafios enfrentados pelos gestores e as dificuldades enfrentadas pelas escolas. Também apresentou a metodologia utilizada para analisar o impacto da gestão escolar e da pandemia nos fatores que influenciam o desempenho acadêmico, incluindo modelos estatísticos e técnicas de *machine learning*.

Os gestores escolares enfrentaram diversos desafios durante a pandemia da COVID-19, incluindo dificuldades na gestão da escola devido às condições de trabalho dos professores e à implementação de novos métodos de ensino, o que aumentou a incerteza e a insegurança no processo de ensino. A pandemia também impôs uma nova realidade na estrutura escolar, exigindo uma outra abordagem da gestão escolar, especialmente nas propostas pedagógicas, administrativas, financeiras e relacionais.

A escassez de recursos para investir em tecnologias educacionais essenciais complicou a continuidade do processo educativo, prejudicando tanto a dimensão pedagógica quanto seus resultados. A pandemia também influenciou a gestão da democracia escolar, especialmente no âmbito digital. A dificuldade de acesso aos recursos tecnológicos, sobretudo para as famílias de baixa renda, impactou negativamente a expansão dos estudos em casa. Estes desafios destacam a urgência de medidas administrativas imediatas para impulsionar a educação de qualidade e aprimorar os métodos de ensino.

Os resultados da análise estatística revelaram que a pandemia teve um impacto significativo no desempenho dos alunos no SAEB, com um coeficiente estatisticamente significativo ao nível de 5% para a variável "Pandemia" no modelo linear generalizado (GLM). Ainda mais, os resultados alcançados indicaram que o modelo de Floresta Aleatória foi mais preciso do que o GLM com LASSO para prever o desempenho educacional municipal no Brasil, tanto para o SAEB do 5º ano quanto para o SAEB do 9º ano. Já a análise

estatística das variáveis estudadas revelou uma baixa variação nos resultados educacionais dos municípios brasileiros.

A pesquisa também ressaltou a importância da gestão escolar, bem como a influência significativa da seleção dos diretores e seus estilos de liderança no desempenho dos alunos. No entanto, essa variável não demonstrou significância estatística para o modelo. A suposição é de que o recorte estadual dos dados pode ter afetado a sensibilidade do modelo aos efeitos da gestão escolar, especialmente devido ao baixo desvio padrão nas notas do SAEB no Ceará. Acredita-se que um estudo abrangendo todo o país pode captar melhor o efeito da gestão escolar.

Conclui-se que a pandemia da COVID-19 trouxe desafios adicionais para a gestão escolar, afetando o desempenho dos alunos. Além disso, a utilização de modelos de aprendizagem de máquina revelou-se mais precisos na previsão do desempenho dos alunos cearenses no SAEB.

REFERÊNCIAS

ALVARENGA JÚNIOR, W. J. de. **Métodos de otimização hiperparamétrica: um estudo comparativo utilizando árvores de decisão e florestas aleatórias na classificação binária**. 2018. 131 f. Dissertação (Mestrado em Engenharia Elétrica) - Escola de Engenharia, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2018. Disponível em: https://repositorio.ufmg.br/bitstream/1843/BUBD-AX2NLF/1/vers_o_final_wagner_alvarenga_disserta_o_m_todos_de_otimiza_o_hiperparam_trica.pdf. Acesso em: 24 set. 2024.

BARROS, R. P. de; MENDONÇA, R. **O impacto de três inovações institucionais na educação brasileira**. Rio de Janeiro: IPEA, 1998. (Texto para Discussão, n. 566). Disponível em: https://www.ipea.gov.br/portal/images/stories/PDFs/TDs/td_0566.pdf. Acesso em: 24 set. 2024.

BOF, A. M.; MORAES, G. H. **Impactos da Pandemia no Aprendizado dos Estudantes Brasileiros: desigualdades e desafios**. In: MORAES, G.H.; ALBUQUERQUE, A.E.M.; SANTOS, R. dos. (Orgs.). Impactos da Pandemia - (Coleção: Cadernos de Estudos e Pesquisas em Políticas Educacionais - v. 7). Brasília: INEP, 2022, v. 1, p. 277-306. Disponível em: <http://www.rbep.inep.gov.br/ojs3/index.php/cadernos/article/view/5586>. Acesso em: 11 jan 2024

BRASIL. Presidência da República. **Lei Federal 13.005, de 25 de junho de 2014**. Aprova o Plano Nacional de Educação - PNE e dá outras providências. Brasília, DF: Presidência da República, 2014. Disponível em: http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_ato2011-2014/2014/lei/113005.htm. Acesso em: 27 dez. 2023.

COLETIVO DE ESTUDOS EM MARXISMO E EDUCAÇÃO (COLEMARX). **Em defesa da educação pública comprometida com a igualdade social: porque os**

trabalhadores não devem aceitar aulas remotas. Rio de Janeiro: UFRJ, Faculdade de Educação, Programa de Pós-Graduação em Educação, 2020. Disponível em: <https://colemarx.educacao.ufrj.br/wp-content/uploads/2020/09/Colemarx-texto-cri%CC%81tico-EaD-2.pdf>. Acesso em: 2 jan 2024

COSTA, M. J. da S.; HERMES, E. G. C.. Gestão escolar em tempos de pós-pandemia. **Revista Ibero-Americana de Humanidades, Ciências e Educação**, v. 9, n. 5, p. 3885–3898, 2023. Disponível em: <https://periodicorease.pro.br/rease/article/view/9851>. Acesso em: 25 set. 2024.

LEITHWOOD, K. **¿Cómo liderar nuestras escuelas? Aportes desde la investigación.** Santiago de Chile: Fundación Chile, 2009. Disponível em: <https://directivos.minedu.gob.pe/wp-content/uploads/2021/01/C%C3%B3mo-liderar-nuestras-escuelas.pdf>. Acesso em: 27 dez. 2023.

LIMA, M. de F. M. de. Seleção de diretores e o sentido da gestão escolar: percepções de diretores sobre o plano de gestão. **Educar em Revista**, v. 37, p. 1-22, 2021. Disponível em: <https://www.scielo.br/j/er/a/JrGX7NLhnZsp3M48SW7s79B/?lang=pt>. Acesso em: 27 dez. 2023.

LÜCK, Heloísa. **Dimensões da gestão escolar e suas competências.** Curitiba: Editora Positivo, 2009. Disponível em: https://edisdisciplinas.usp.br/pluginfile.php/2190198/mod_resource/content/1/dimensoes_livro.pdf. Acesso em: 03 jan 2024.

MCCULLAGH, P.; NELDER, J. A. **Generalized linear models.** Monographs on Statistics and Applied Probability. London: Chapman and Hall, 1989. Disponível em: <https://www.utstat.toronto.edu/~brunner/oldclass/2201s11/readings/glmbook.pdf>. Acesso em: 24 set. 2024.

MIRANDA, J. G. **Descontinuidade política, rotatividade de diretores e desempenho dos alunos: efeitos adversos de novos prefeitos na educação municipal.** 2015. 146 f. Dissertação (Mestrado em Ciências) - Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto, Universidade de São Paulo, Ribeirão Preto, 2015. Disponível em: https://www.teses.usp.br/teses/disponiveis/96/96131/tde-15092015-105243/publico/JessicaGMiranda_Original.pdf. Acesso em: 25 set. 2024.

OLIVEIRA, A. C. P.; de; CARVALHO, C. P. de. Gestão escolar, liderança do diretor e resultados educacionais no Brasil. **Revista Brasileira de Educação**, v. 23, p. 12, 2018. Disponível em: <https://www.scielo.br/j/rbedu/a/jshd86G9PYQYGJLpJZqpJdC/abstract/?lang=pt>. Acesso em: 2 jan. 2024.

PARO, V. H. **Diretor escolar educador ou gerente?** São Paulo: Cortez, 2015.

PEREIRA, L.; FORACCHI, M. M. (Orgs.). **Educação e sociedade: leituras de sociologia da educação.** 10. ed. São Paulo: Ed. Nacional, 1979. (Biblioteca Universitária; sér, 2.: Ciências sociais; v, 16). Disponível em:

https://edisdisciplinas.usp.br/pluginfile.php/1114612/mod_resource/content/1/CWMillsEducaClasse.pdfAcesso em: 3 jan 2024

PRALON, E. A pandemia se reflete no clima das instituições de ensino: um índice de instabilidade e exacerbação de comportamentos incivilizados nas relações. **Cadernos Educacionais: Pensando e Debatendo**, [S.l.], v. 19, p. 38, 2020. Disponível em: <https://www.metodista.br/revistas/revistas-metodista/index.php/cadernosdeeducacao/article/view/10535>. Acesso em: 3 jan 2024

RABELLO, L. G.; SOUZA, M. A. de; BECATI, I. S.; GOMES, C. A. Desafios da gestão escolar agravados em tempo de pandemia. **Interação**, Varginha, v. 23, p. 100-124, 2021. Disponível em: <https://periodicos.unis.edu.br/index.php/interacao/article/view/647>. Acesso em: 3 jan 2024

REIS, J. S. dos; LEAL, D. A. A importância da democratização digital e seus reflexos na educação mediante a pandemia do covid-19. **Revista Brasileira de Desenvolvimento**, São Paulo, v. 7, n. 1, p. 10371–10380, 2021. Disponível em: <https://www.brazilianjournals.com/index.php/BRJD/article/view/23867/19153>. Acesso em: 25 set. 2024.

RIZZO, M. L.; DEVLIN, S. J. **Generalized linear models with tweedie distributions**. [S.l.]: Chapman and Hall/CRC, 2006.

SANTOS, M. N.; ALVES, F. C.; ARRAES, A. V. A. Gestão escolar no contexto pandêmico. **Ensino em Perspectiva**, Fortaleza, v. 2, p. 1-12, 2021. Disponível em: <https://revistas.uece.br/index.php/ensinoemperspectivas/article/view/6069>. Acesso em: 2 jan. 2024.

SAMMONS, P. As características-chave das escolas eficazes. In: Brooke, N.; Soares, J. F. (Orgs.). **Pesquisa em eficácia escolar: origem e trajetórias**. Belo Horizonte: Editora UFMG, 2008. p. 335-392.

SILVA, J. A. D; WEINMAN, C. Os desafios de uma gestão democrática em tempos de pandemia na escola pública. In: PALÚ, J.; SCHÜTZ, J. A.; MAYER, L. (Orgs.). **Desafios da educação em tempos de pandemia**. [S.l.]: Editora Ilustração, 2020. Disponível em: <https://www.editorailustracao.com.br/pagina-de-produto/desafios-da-educa%C3%A7%C3%A3o-em-tempos-de-pandemia>. Acesso em: 25 set. 2024.

SILVA, G.; SILVA, A. V.; GOMES, E. P. S. A gestão escolar em tempos de pandemia na capital alagoana. **Jornal de Políticas Educacionais**, Curitiba, v. 15, p. 01-20, 2021. Disponível em: http://educa.fcc.org.br/scielo.php?pid=S1981-19692021000100123&script=sci_arttext. Acesso em: 2 jan. 2024.

SILVA, C. A.; ARAUJO, D. A. Dirigente escolar e seus mecanismos de acesso ao cargo: Estudo da Revogação da Lei Nº 019/2013 no Sistema Municipal de Ensino de São Miguel-RN. **Cadernos da Pedagogia (UFSCAR. ONLINE)**, São Carlos, v. 14, p. 185-199, 2020. Disponível em: <https://www.cadernosdapedagogia.ufscar.br/index.php/cp/article/view/1296>. Acesso em: 2 jan. 2024.

SILVA, I. V. da; SILVA, M. T. da; LIMA, N. D. da S. Fatores preditivos de desempenho escolar em avaliações do SAEB: influência da gestão escolar. **Pesquisa, Sociedade e Desenvolvimento**, [S.l.], v. 9, n. 10, p. e9509109423–e9509109423, 2020. Disponível em: <https://rsdjournal.org/index.php/rsd/article/view/9423>. Acesso em: 25 set. 2024.

SOARES, J. F. Melhoria do desempenho cognitivo dos alunos do ensino fundamental. **Cadernos de Pesquisa**, São Paulo: Fundação Carlos Chagas; Campinas: Autores Associados, v. 37, n. 130, p. 135-160, jan./abr. 2007. Disponível em: <https://www.scielo.br/j/cp/a/jknBnxwJBZDTH8wLwzK9N9h/abstract/?lang=pt#>. Acesso em: 2 jan. 2024.

TIBSHIRANI, R. Regression shrinkage and selection via the lasso. **Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Methodological)**, [S.l.], v. 58, n. 1, p. 267-288, 1996. Disponível em: <https://www.jstor.org/>. Acesso em: 25 set. 2024.

VIEIRA, A. E. R.; BUSSOLOTTI, J. M. Gestão escolar. **Interação - Revista de Ensino, Pesquisa e Extensão**, Valfredo Galvão (RN), v. 20, n. 1, p. 45–70, 2019. Disponível em: <http://revistainteracao.unis.edu.br/index.php/interacao/article/view/167>. Acesso em: 25 set. 2024.



Instagram



Juntos Somos +