

Desempenho Competitivo Entre Agricultura Familiar E Patronal No Semiárido E Não Semiárido Do Nordeste Brasileiro

✉ José Ediglê Alcantara Moura

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

edigle.economia@gmail.com

<http://orcid.org/0000-0003-1285-7717>

✉ Kilmer Coelho Campos

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

kilmer@ufc.br

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

✉ Eliane Pinheiro De Sousa

Professora Associada do Departamento de Economia e do Programa de Pós-Graduação em Economia Regional e Urbana (PPGERU) da Universidade Regional do Cariri (URCA).

pinheiroeliane@hotmail.com

<http://orcid.org/0000-0003-4088-0754>

✉ José De Jesus Sousa Lemos

Professor Titular do Departamento de Economia Agrícola e do Programa de Pós-Graduação em Economia Rural (PPGER) da Universidade Federal do Ceará.

lemos@ufc.br

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

✉ Cristiano Stamm

Professor do Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Regional e Agronegócio da Universidade Estadual do Oeste do Paraná (UNIOESTE/Campus de Toledo).

cristiano.stamm@unioeste.br

<http://orcid.org/0000-0002-8318-9886>

Recebido em:
1 de julho de 2024.

Aceito em:
6 de agosto de 2024.

RESUMO

Este trabalho objetiva identificar os determinantes da competitividade da agricultura familiar e patronal no Nordeste brasileiro. Especificamente, mensurou-se a competitividade agrícola mediante o Índice de Desempenho Competitivo da Agricultura no Nordeste (IDCAN); agrupou os municípios com características similares e relacionou os fatores da competitividade com os recursos das políticas de desenvolvimento rural voltadas à agricultura familiar. Foram utilizadas as técnicas de análise fatorial, análise de *cluster* e correlações canônicas. As evidências apontam que parcela majoritária dos municípios nordestinos ensejou desempenho competitivo da agricultura em nível baixo e muito baixo, sendo que agricultura patronal teve desempenho superior à familiar. Não obstante, os melhores resultados para agricultura familiar estão nos municípios do semiárido potiguar. Por outro lado, os municípios maranhenses atingiram os piores níveis de competitividade. Percebeu-se que não existe associação positiva e expressiva entre os fatores do desempenho competitivo da agricultura familiar e os recursos financeiros das políticas de desenvolvimento rural.

Palavras-chave: Desempenho Competitivo. Agricultura Familiar. Municípios Nordestinos.

Competitive performance between family and commercial agriculture in the semi-arid and non-semi-arid regions of northeast Brazil

ABSTRACT

This objective work identified the determinants of the competitiveness of family and employer agriculture in the Brazilian Northeast. Specifically, agricultural competitiveness is measured through the Competitive Performance Index for Agriculture in the Northeast (IDCAN); grouped municipalities with similar characteristics and related competitiveness factors to the resources of rural development policies aimed at family farming. The techniques of factor analysis, cluster analysis and canonical correlations were used. The evidence indicates that

ISSN: 2176-9257 (online)

the majority of northeastern municipalities have a low and very low level of competitive agricultural performance, with employer-based agriculture having a higher performance than family farming. However, the best results for family farming are in the municipalities of the semi-arid region of Rio Grande do Norte. On the other hand, municipalities in Maranhão reached the lowest levels of competitiveness. We noticed that there is no positive and significant association between the competitive performance factors of family farming and the financial resources of rural development policies.

Keywords: Competitive Performance. Family Farming. Northeastern Municipalities.

Desempeño competitivo entre la agricultura familiar y empresarial en las regiones semiárida y no semiárida del Nordeste brasileño

RESUMEN

Este trabajo tiene como objetivo identificar los determinantes de la competitividad de la agricultura familiar y empresarial en el Nordeste brasileño. Específicamente, se midió la competitividad agrícola a través del Índice de Desempeño Competitivo de la Agricultura en el Nordeste (IDCAN); se agruparon los municipios con características similares y se relacionaron los factores de competitividad con los recursos de las políticas de desarrollo rural dirigidas a la agricultura familiar. Se utilizaron técnicas de análisis factorial, análisis de conglomerados y correlaciones canónicas. Las evidencias muestran que la mayoría de los municipios del Nordeste presentó un desempeño competitivo de la agricultura en niveles bajos y muy bajos, siendo la agricultura empresarial superior a la familiar. No obstante, los mejores resultados para la agricultura familiar se encuentran en los municipios del semiárido de Rio Grande del Norte. Por otro lado, los municipios de Maranhão alcanzaron los niveles más bajos de competitividad. Se observó que no existe una asociación positiva y significativa entre los factores del desempeño competitivo de la agricultura familiar y los recursos financieros de las políticas de desarrollo rural.

Palabras clave: Desempeño competitivo. Agricultura familiar. Municipios del Nordeste.

INTRODUÇÃO

Nos últimos anos, em razão da estabilização monetária, desregulamentação do mercado, abertura econômica e mudança nos padrões de consumo da população, a agricultura brasileira passou por melhorias na competitividade via modernização da estrutura produtiva, principalmente na incorporação de novas tecnologias (BACHA, 2018; GASQUES; BACCHI & BASTOS, 2018; VIEIRA FILHO & FISHLOW, 2017; BUSTOS; CAPRETTINI & PONTICELLI, 2016; DELGADO, 2012). Essas transformações na base técnica mostraram caráter seletivo ao beneficiar, principalmente, os médios e os grandes produtores do Sul, Sudeste e Centro-Oeste (FORNAZIER & VIEIRA FILHO, 2012; SOUZA *et al.*, 2009).

Sob o enfoque da tipologia¹ agrícola, a agricultura patronal vem incorporando tecnologia com maior dinamismo, contribuindo para elevação da produtividade total dos fatores (GASQUES *et al.*, 2011). Por outro lado, em conformidade com Guanzirolí, Buainain e Sabbato (2013); Sabino

¹ Na visão de Del Grossi (2019), o IBGE seguiu os princípios legais da Lei 11.326/2006 regulamentada pelo Decreto 9.064/2017, considerando como agricultores familiares todos os produtores que: i) possuem áreas de terra de até quatro módulos fiscais; ii) utilizam, no mínimo, metade da força de trabalho familiar no processo produtivo e de geração de renda; iii) obtêm pelo menos metade da renda familiar de atividades econômicas do seu sítio; e iv) dirigem o estabelecimento ou empreendimento estritamente com sua família. Quanto aos agricultores não enquadrados nesses critérios, foram classificados como não familiares ou patronais.

(2013) e Bacha (2012), a agricultura familiar alocada expressivamente no Nordeste brasileiro apresenta majoritariamente práticas agrícolas tradicionais rudimentares e com baixa produtividade condicionados a concessão de políticas públicas, a exemplo do Programa Nacional de Fortalecimento da Agricultura Familiar (Pronaf) e do Programa Nacional de Alimentação Escolar (Pnae).

De acordo com o Cadastro Geral de Empregados e Desempregados (BRASIL, 2020a), no lapso temporal (2007-2017), as atividades formais de cultivo desagregadas por macrorregiões brasileiras lograram saldo positivo acumulado na geração de empregos formais, somente no Centro-Oeste (+27.710) e Norte (+5.578), enquanto Sul (-3.102), Nordeste (-9.416) e Sudeste (-13.320) queimaram postos de trabalho neste segmento.

Além do Nordeste brasileiro representar a segunda posição em termos de saldo deficitário na geração de empregos formais em atividades de cultivo nos últimos anos, os dados da Produção Agrícola Municipal (PAM) divulgados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE, 2021b) mostram que este recorte espacial, em 2017, congregou apenas 7,38% da produção nacional de grãos, obtendo um nível de produtividade inferior às demais macrorregiões, com 2,34 t/ha, enquanto o Centro-Oeste apresentou maior desempenho, 4,22 t/ha.

Os dados do Censo Agropecuário de 2017 do IBGE (2021a) verificam que 37,13% e 34,37%, respectivamente, dos estabelecimentos agropecuários referentes a agricultura patronal e familiar tinham área menor que dois hectares. Estendendo o limite superior para 10 hectares, o total de estabelecimento amplia para 124.444 e 595.364, representando 63,92% e 67,50%, na devida ordem, referente a agricultura patronal e familiar, evidenciando um traço de concentração fundiária.

De acordo com o Censo Agropecuário de 2017, dos 2.322.719 estabelecimentos agropecuários nordestinos, 79,17% estavam inseridos na agricultura familiar. Observado o semiárido dessa região, percebe-se que estas áreas abarcam, respectivamente, 79,03% e 76,06% dos estabelecimentos agropecuários e pessoal ocupado da agricultura no Nordeste (IBGE, 2021a).

Merece destaque a expansão da fronteira agrícola regional nordestina, incorporando terras da porção oeste, contempladas pelo bioma cerrado e relativamente valorizadas pelo agronegócio, que também se firma em outros espaços do Nordeste, ampliando a diversificação da produção agropecuária e reforçando as exportações regionais. Em paralelo, a produção rural de base familiar reafirma a relevância, notadamente no semiárido, dominado pelo bioma caatinga, permanecendo expressiva sua capacidade de atender à demanda interna por alimentos e de gerar oportunidades de trabalho no meio rural, apesar de continuar apresentando uma baixa produtividade dos fatores de produção (ARAÚJO, 2017; VIEIRA FILHO, 2014).

Nesse contexto, a predominância de minifúndios, somados às restrições edafoclimáticas, sistemas de crédito agrícola, comercialização e assistência técnica deficientes, limitam a capacidade de acumulação e geração de renda para manter as famílias nordestinas nas atividades agrícolas, comprometendo a competitividade agrícola a médio e longo prazo (BUAINAIN & GARCIA, 2013; SOUZA & KHAN, 2001).

Em face dos gargalos conjunturais e estruturais aludidos, alguns estudos nacionais já procuraram analisar a competitividade agrícola para algumas áreas do Nordeste brasileiro, como são os casos de Sousa *et al.* (2018) e Sousa e Miranda (2018), que analisaram, respectivamente, o

desempenho competitivo dos produtores de sisal na Bahia e de melão na Área Livre de *Anastrepha grandis* nos estados do Ceará e Rio Grande do Norte. Entretanto, essas análises restringem a mensuração da competitividade em uma amostra de produtores agrícolas, abordando apenas um método multivariado concernente à análise fatorial.

Considerando que não se encontrou na literatura especializada trabalhos a respeito da competitividade na agricultura familiar e patronal desagregada nos municípios das regiões semiárida e não semiárida do Nordeste brasileiro, este estudo pretende inovar nesta discussão, além de trazer uma análise mais recente, visto que foram empregados dados de 2017 para as variáveis consideradas.

Além deste trabalho preencher tais lacunas, oferece uma contribuição empírica ao abordar a competitividade agrícola tipificada e alicerçada em instrumentais analíticos arrojados na análise multivariada dos dados. Ademais, de forma inédita, verifica-se se existe relação entre os determinantes da agricultura familiar e os recursos financeiros – advindos das políticas de desenvolvimento rural voltados aos agricultores familiares – mediante o método de correlações canônicas.

Diante desse contexto, este trabalho está orientado pelas seguintes questões: quais os fatores determinantes da competitividade da agricultura familiar e patronal no Nordeste brasileiro? A agricultura na região não semiárida é mais competitiva que a semiárida nordestina? Os municípios que auferiram maior desempenho competitivo da agricultura familiar estão associados com os recursos advindos das políticas de desenvolvimento rural consideradas?

Dada a relevância deste estudo, este trabalho tem como objetivo geral identificar os determinantes da competitividade da agricultura familiar e patronal nos municípios do Nordeste do Brasil. Especificamente, pretende-se mensurar a competitividade agrícola mediante o Índice de Desempenho Competitivo da Agricultura no Nordeste (IDCAN); agrupar os municípios com características similares e relacionar os fatores determinantes da competitividade com os recursos advindos das políticas de desenvolvimento rural voltadas à agricultura familiar.

Este estudo pode ser útil aos elaboradores de políticas públicas, como forma de diagnosticar e propor o desempenho da agricultura de maneira menos heterogênea entre os municípios nordestinos, tendo em vista que este recorte espacial tem potencial para auferir acréscimos de competitividade. Essa concepção é corroborada por Santos *et al.* (2021), ao constatarem que a aproximação geográfica do Nordeste com os continentes africano e europeu, em relação às demais macrorregiões brasileiras, contribui para a redução do custo de transporte, favorecendo o fluxo comercial, notadamente de *commodities*.

Em adição a este texto introdutório, o presente ensaio é composto por mais cinco seções. A segunda descreve os estudos empíricos que ressaltam a competitividade agrícola em múltiplos recortes espaciais e, posteriormente, a relação entre competitividade e crédito agrícola. Na terceira, expõe-se a metodologia que subdivide em área do estudo, estratégias empíricas e variáveis consideradas. Na quarta, constam os resultados e discussão. Por fim, na quinta, estão as

² As políticas do governo federal analisadas neste estudo foram o Programa Nacional de Fortalecimento da Agricultura Familiar (Pronaf) e o Programa Nacional de Alimentação Escolar (Pnae). O primeiro fornece crédito para fomento da produção e do investimento, enquanto o segundo determina que pelo menos 30% do valor repassado para a compra de alimentos para a rede pública de ensino sejam gastos com produtos da agricultura familiar, em conformidade com Dutra, Martins e Parré (2021).

considerações finais.

REVISÃO DE LITERATURA

Na presente seção, esclarece-se a abordagem teórica referente à competitividade sob diversos ângulos. Na sequência, constam os principais estudos empíricos recentes sobre a agricultura familiar brasileira e regional.

Competitividade agrícola em múltiplos recortes espaciais: evidências empíricas

No intuito de investigar a competitividade agrícola e/ou agroindustrial, merecem destaque os trabalhos de Sousa e Miranda (2018) e Sousa *et al.* (2018), para subespaços do Nordeste brasileiro. No tocante à Região Norte, elencam-se os estudos de Mattos *et al.* (2017) e Santana (2007). Estes estudos têm similaridades quanto ao arcabouço metodológico centrado na análise estatística multivariada.

Sob tal prisma analítico, Sousa e Miranda (2018) identificaram os fatores de competitividade dos produtores de melão na Área Livre de Pragas (ALP) da *Anastrepha grandis* nos estados do Ceará e Rio Grande do Norte. Os principais resultados mostraram que, dos 20 agricultores pesquisados, somente um registrou elevado nível de competitividade, sendo que os adotantes da monitoração extensiva são mais competitivos em relação aos que não monitoram suas fazendas.

No que diz respeito ao desempenho competitivo aplicado aos Arranjos Produtivos Locais (APL), Sousa *et al.* (2018) se debruçam acerca da competitividade dos agricultores que fazem parte do APL do sisal, na Bahia. Com suporte na técnica de análise fatorial, esta pesquisa propôs a identificação dos fatores da competitividade destes produtores, mensurando um índice sintético para aferição da competitividade. Os resultados apontaram os dois fatores determinantes, a saber: tradicional e inovativo e de aprendizagem. Quanto ao Índice de Competitividade dos Produtores de Sisal (ICPS), verificou-se que, dos 44 entrevistados, 82% obtiveram ICPS baixo e nenhum deles registrou alta competitividade na produção sisaleira. Constataram ainda que o baixo desempenho competitivo de produtores das culturas agrícolas prevalece nesse trabalho, como também nos estudos de Santana (2007) e Gama *et al.* (2007), ambos aplicados às empresas de polpa de frutas e móveis, respectivamente.

No intuito de analisar o desempenho competitivo das empresas de laticínios no estado do Pará, Mattos *et al.* (2017), com suporte em dados primários, aplicaram o método de análise fatorial com decomposição em componentes principais. Com efeito, o instrumental analítico desta pesquisa permitiu condensar a competitividade das empresas nas seguintes dimensões: estrutura da produção, gestão empresarial, ambiente locacional e desempenho competitivo. Mediante a criação do Índice de Desempenho Competitivo (IDC), constatou-se que estas unidades produtivas apresentaram majoritariamente níveis baixos e intermediários de competitividade.

Com base no instrumental analítico de análise fatorial e regressão múltipla, Santana (2007) construiu um Índice de Desempenho Competitivo (IDC) para as empresas de polpa de frutas do estado no Pará. O IDC permitiu elencar as empresas conforme o nível de competitividade na indústria de polpa de frutas. Nesse aspecto, uma empresa apresentou alto nível de desempenho competitivo e três empresas apresentaram desempenho competitivo intermediário e as demais expressaram baixo desempenho competitivo, considerando os parâmetros estabelecidos. Ademais, as variáveis margem de lucro e fornecedores exibem associação positiva e significativa com o IDC, enquanto as variáveis capacidade ociosa e organização em departamentos não exerceram influência no desempenho competitivo analisado.

Conforme se observa na literatura econômica referenciada, nenhum desses estudos focou no desempenho competitivo na agricultura familiar e patronal, em termos da análise estatística

multivariada. Portanto, este trabalho pretende preencher essa lacuna, discutindo essas questões.

Evidências empíricas sobre a relevância do crédito para agricultura familiar

Tendo em vista que o crédito possibilita o acesso aos fatores tecnológicos para o melhor funcionamento dos mercados rurais, a concessão deste recurso desempenha um papel relevante no desenvolvimento de um país, gerando um efeito multiplicador nos setores da economia, enquanto sua restrição impacta de maneira distinta entre os perfis de agricultura (SALCEDO; GUZMÁN, 2014; GARCÍAS, 2014). Vale destacar os estudos empíricos recentes concernentes ao crédito e desempenho agrícola em nível internacional referentes a uma amostra de países em desenvolvimento, especificamente para o Brasil.

Tu, Ha e Yen (2015) avaliaram o impacto socioeconômico do crédito rural (entre 2011 e 2013) no norte do Vietnã a partir das minorias e majorias étnicas. Os principais resultados revelaram que o crédito rural aumentou o volume de empregos e rendimentos, além de proporcionar acesso de alimentos às minorias étnicas; porém a intervenção de microcrédito na comunidade de minorias étnicas se concentra mais na criação de empregos e na nutrição alimentar, do que no aumento da renda.

Em Bangladesh, Khandkera e Koolwalb (2016) encontraram que o crédito na agricultura gerou um efeito positivo para os rendimentos na bovinocultura, mas nenhum efeito sobre os rendimentos das culturas agrícolas. No entanto, constataram que a presença de restrições de crédito diminui significativamente na renda das culturas.

Narayanan (2016), por sua vez, analisou a relação entre o crédito formal e o Produto Interno Bruto (PIB) agropecuário na Índia referente ao período 1995-2012. Como resultado, obteve que o crédito formal teve impactos nas compras de insumos e na mecanização. Porém, dado o contexto de baixas produtividade e eficiência técnica do ramo de atividade, o efeito do crédito no produto agropecuário se mostrou relativamente pífio.

No caso do Brasil, alguns estudos examinaram o efeito de políticas específicas, como o Programa Nacional de Fortalecimento da Agricultura Familiar (Pronaf), sobre o qual estudos empíricos se debruçaram na tentativa de aprender seus efeitos. A esse respeito, Feijó (2001) verificou que o crédito, pelo Pronaf, impactou positivamente sobre o crescimento médio da produtividade, nos anos de 1997 e 1998, permitindo que o programa favorecesse o desenvolvimento rural, mediante disponibilidade de crédito agrícola para os agricultores pobres.

Para complementar tal evidência, Eusébio (2017), com base no Censo Agropecuário de 2006, encontrou uma relação positiva entre o crédito outorgado aos produtores rurais no Brasil e o desempenho econômico dos estabelecimentos agropecuários. Não obstante, tal efeito foi distinto para as macrorregiões brasileiras. No caso do Nordeste, os resultados sugerem que o Pronaf contribui marginalmente para aumentar a produção dos pequenos agricultores, embora em menor grau do que nas regiões desenvolvidas.

Além das correlações supracitadas, Moura (2016) aprofunda as investigações, mediante análise da causalidade entre crédito rural e crescimento da atividade agropecuária no Brasil entre 1969 a 2014, constatando presença de causalidade unidirecional do crédito para o crescimento do produto agropecuário, inexistindo relação reversa.

Para o Nordeste brasileiro, Guedes, Almeida e Siqueira (2021) avaliaram o efeito do microcrédito rural sobre o valor da produção agropecuária dos municípios nordestinos atendidos pelo Programa Agroamigo. Os principais resultados da pesquisa mostram que o volume de empréstimos deste programa produziu um efeito positivo sobre a produção pecuária, potencializado para aqueles municípios com mais de sete anos de exposição ao programa. Contudo, não foram encontrados efeitos significativos estatisticamente na atividade agrícola.

Com o intuito de analisar a concessão de recursos do Pronaf entre as regiões e estados

brasileiros, no período de 1999 a 2014, Monteiro e Lemos (2019), com base nos dados do Banco Central do Brasil (BCB), utilizaram procedimentos de avaliação de contrastes de médias e de estimação de taxas geométricas de crescimento do número anual de contratos e dos valores anuais totais e médios desses contratos. Os resultados mostraram que os contratos desta política se concentram nas regiões mais desenvolvidas do país. Entretanto, o Nordeste exibiu o menor valor médio dos contratos, seguido da Região Norte.

Nota-se, a partir dos estudos elencados, que essa questão tem ocupado espaço nas agendas de pesquisa, tanto na literatura internacional quanto nacional, evidenciando a relevância do crédito na produtividade agrícola e consequentemente na competitividade dos estabelecimentos agropecuários. No entanto, seus efeitos podem ser distintos para as regiões, em conformidade com as lições de Avelar e Stamm (2019).

Com base no exposto, nenhum dos estudos referenciados recorreu ao método multivariado de correlações canônicas. Assim, este trabalho procura contribuir empiricamente com a literatura econômica.

PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS

Caracterização da área de estudo

A macrorregião do Nordeste brasileiro é composta por nove estados (Alagoas, Bahia, Ceará, Maranhão, Paraíba, Pernambuco, Piauí, Rio Grande do Norte e Sergipe). Esta macrorregião contempla 1.794 municípios, sendo que este estudo considera uma amostra de 2.476 observações, 1.238 para agricultura patronal e 1.238 para a familiar, extraídos do total de 1.794 municípios do Nordeste³ brasileiro (Quadro 1).

³ A seleção dos municípios foi baseada na disponibilidade de dados para todas as variáveis contidas neste estudo. A exclusão dos municípios supracitados ocorreu porque existem variáveis cobertas para não identificar o informante, isto é, consta apenas a letra X, assim, os municípios que apresentavam essa letra em alguma variável foram excluídos da amostra. Ademais, cabe ressaltar que as variáveis com traço foram substituídas por zero, porque segundo o IBGE, esse símbolo equivale ao zero absoluto (IBGE, 2021a).

Quadro 1– Distribuição e abrangência dos municípios com disponibilidade de dados em unidades federativas, regiões semiárida e não semiárida localizadas no Nordeste do Brasil, 2017

Áreas analisadas	Total de municípios	Quantidade de municípios após a remoção dos <i>missings</i>	Participação de municípios considerados (%)
Alagoas	102	72	70,59
Bahia	417	354	84,69
Ceará	184	136	79,91
Maranhão	217	149	52,07
Paraíba	223	113	50,67
Pernambuco	185	132	71,89
Piauí	224	120	52,17
Rio G. do Norte	167	101	60,48
Sergipe	75	61	81,33
Semiárido	1.171	822	70,20
Não Semiárido	623	416	66,77
Nordeste do Brasil	1.794	1.238	69,01

Fonte: elaboração com base nos dados do Censo Agropecuário de 2017 do IBGE.

Estratégias empíricas

Esta subseção foi subdividida em três partes dedicadas aos métodos analíticos (análises fatorial, *clusters* e de correlações canônicas) que responderam os objetivos do presente trabalho.

Análise fatorial

Para cumprir o objetivo geral deste trabalho, identificar os fatores determinantes do desempenho competitivo na agricultura nordestina (IDCAN) foi utilizada a técnica estatística multivariada de análise fatorial exploratória em componentes principais. De acordo com Fávero *et al.* (2009) e Härdle e Simar (2015), este instrumental consiste em sintetizar as relações entre variáveis com base em fatores comuns, isto é, reduzir um grande número de variáveis em fatores, com base em suas correlações, possibilitando ao pesquisador a criação de indicadores antes não observados, facilitando, dessa maneira, a interpretação dos dados.

O modelo de análise fatorial pode ser representado algebricamente pela expressão:

$$X_i = \alpha_{i1}F_1 + \alpha_{i2}F_2 + \dots + \alpha_{im}F_m + \varepsilon_i$$

(1),

em que, X_i = i -ésimo escore da variável original; i = número de variáveis analisadas, sendo $i = 1, 2, \dots, p$; α_{ij} = carga fatorial i no fator j ; F_j = fator aleatório comum; j = número de fatores gerados, sendo $j = 1, 2, \dots, m$; ε_i = fatores específicos, componente aleatório específico para cada componente.

Para

utilização da técnica multivariada de análise fatorial, conforme Fávero *et al.* (2009), é necessário que ela esteja adequada. Os principais procedimentos utilizados para verificar a adequação desta técnica se remetem a quatro testes.

i) Análise da matriz de correlações: a relação entre as variáveis será confirmada a partir do nível de significância dos coeficientes estimados ($p\text{-value} < 0,05$). A análise será iniciada com exame da matriz de correlações para verificação da existência de valores significativos que justifiquem a utilização da técnica.

ii) Teste de Esfericidade de Bartlett: esse procedimento testa se a matriz de correlações é uma matriz identidade com determinante igual a 1. Se essa hipótese não for rejeitada, a análise fatorial não pode ser utilizada.

iii) Kaiser-Meyer-Olkin (KMO): esta técnica serve para comparar as magnitudes dos coeficientes de correlações observados com as magnitudes dos coeficientes de correlações parciais. De acordo com Fávero *et al.* (2009), no tocante à classificação, quanto menor o valor do KMO, mais fraca será a relação entre as variáveis e os fatores, sendo que o índice poderá variar abaixo de (0,5), que caracteriza como inaceitável a utilização da análise fatorial, até (1,0), sinalizando que os dados são passíveis à utilização da técnica.

Matriz anti-imagem, aponta a partir da matriz de correlações a adequabilidade dos dados à análise fatorial e apresenta os valores negativos das correlações parciais. Na sua diagonal, são apresentados os valores de MSA (*Measure of Sampling Adequacy*) ou a Medida de Adequação da Amostra, para cada variável, ou seja, quanto maiores esses valores, melhor será a utilização da análise fatorial e, caso contrário, talvez seja necessário excluí-la da análise (Härdle; Simar, 2015). O procedimento utilizado neste trabalho considerou a extração dos fatores iniciais mediante a Análise dos Componentes Principais (ACP) que mostrou uma combinação linear das variáveis observadas, buscando maximizar a variância total explicada. Destarte, uma medida importante para a análise é o somatório das cargas fatoriais ao quadrado. Ela indica a variância comum ou comunalidade, isto é, o quanto da variância total é explicado pela solução fatorial (Mingoti, 2005).

O número de fatores considerados baseou-se no critério da raiz latente. Para Fávero *et al.* (2009), esse critério mostra que o número de fatores considerados está em função das raízes características que excedem à unidade, sendo que esses autovalores maiores do que um revelam a variância explicada por parte de cada fator.

Para facilitar a análise das cargas fatoriais foi utilizado o método *Varimax*, que é um artifício geométrico que permite uma melhor distribuição das cargas fatoriais em relação a cada componente selecionada. Dessa maneira, esse método assume que os fatores são independentes entre si, o que leva a minimizar o número de variáveis com altas cargas fatoriais em fatores com um conjunto específico de variáveis (Carvalho, 2013).

Para identificar os fatores determinantes do desempenho competitivo da agricultura (patronal e familiar) nos municípios nordestinos do Brasil, não realizou a análise fatorial individualmente para cada tipologia agrícola, pois os fatores obtidos nos municípios para agricultura patronal e familiar apresentariam valores diferentes, inviabilizando a análise do comportamento do desempenho competitivo. Portanto, para operacionalizar a análise fatorial, as variáveis consideradas de cada município foram agregadas para as duas tipologias agrícolas, seguindo o procedimento sugerido por Moura e Sousa (2020), e que pode ser expresso em termos matriciais pela expressão (2):

$$M = \begin{bmatrix} M_1 \\ M_2 \end{bmatrix}$$

(2),

em que, M representa a matriz de dimensão 2.476 x 11; 1.238 corresponde à amostra de municípios nordestinos com variáveis direcionadas à agricultura patronal e 1.238 diz respeito à amostra de municípios nordestinos com variáveis destinadas à agricultura familiar para o ano de 2017, e 11 refere-se às variáveis consideradas na mensuração do IDCAN; M_1 representa a matriz dos municípios nordestinos com as variáveis do IDCAN para a agricultura patronal; e M_2 representa a matriz dos municípios nordestinos com as variáveis do IDCAN, para a agricultura familiar. Esta amostra viabiliza a aplicação da análise fatorial, visto que segundo Fávero *et al.* (2009), como regra geral, recomenda-se um mínimo de cinco vezes mais observações do que o número de variáveis que contemplam o banco de dados. No intuito de proporcionar maior robustez aos resultados, utilizou-se o teste Alfa de *Cronbach*, que é um modelo de consistência interna baseado na correlação média entre os itens. Para este trabalho, o teste supracitado foi utilizado para avaliar a confiabilidade dos escores fatoriais encontrados. Segundo Hair Júnior *et al.* (2009), para que sejam considerados confiáveis, devem obter valores maiores que 0,7.

Vale ressaltar que dos 1.238 municípios analisados, 66,32% estão localizados no semiárido e 33,68% na região não semiárida. A classificação destes municípios tomou como base a cartografia concernente à área de atuação do Fundo Constitucional de Desenvolvimento do Nordeste (FNE), principal instrumento de intervenção governamental, representado pela Superintendência de Desenvolvimento do Nordeste (Sudene⁴).

Mensuração do Índice de Desempenho Competitivo da Agricultura no Nordeste (IDCAN)

Para atender o primeiro objetivo específico que concerne à determinação do Índice de Desempenho Competitivo da Agricultura no Nordeste (IDCAN), este estudo tomou como base os trabalhos de Sousa e Miranda (2018) e Sousa *et al.* (2015a; 2015b). Com base nestes estudos, esse índice pode ser representado pela soma dos escores fatoriais padronizados, obtidos pela análise fatorial, ponderados pelas respectivas parcelas de explicação da variância total dos dados de cada fator. Matematicamente, o IDCAN pode ser expresso pela equação (3):

$$IDCAF = \sum_{j=1}^K \left(\frac{\lambda_j}{\sum_{j=1}^k \lambda_j} FP_{ji} \right) \quad (3),$$

em que, IDCAN é o Índice de Desempenho Competitivo da Agricultura no Nordeste; λ_j é o percentual da variância explicada pelo fator j ; k , número de fatores escolhidos; FP_{ji} é o escore fatorial, padronizado pelo município i , do fator j , que, com base nesses estudos referenciados, pode ser representado pela equação (4):

⁴ Vale salientar que a Sudene ignorou relativamente os critérios físicos para delimitação do semiárido e incluiu nesse agregado municípios localizados no extremo noroeste da Bahia e no sudoeste do Piauí.

$$FP_{ji} = \frac{F_j - F_{\min}}{F_{\max} - F_{\min}}$$

(4),

tal que, F_{\min} é o escore fatorial mínimo do fator j ; e F_{\max} é o escore fatorial máximo do

fator j . Ademais, FP_{ji} está disposto de tal forma que o pior resultado é zero e o melhor é um.

O cálculo desse índice fornece um número de zero a um, sendo que, para facilitar a interpretação dos resultados, quanto mais próximo da unidade for este indicador, registra-se um maior desempenho competitivo, enquanto o valor mais próximo a zero, menor o grau de competitividade da agricultura nos municípios nordestinos, conforme sugere a literatura referenciada. A especificação do IDCAN em estratos será abordada na metodologia seguinte, denominada de análise de *clusters*.

Análise de clusters

Após a aplicação da análise fatorial e de posse dos fatores extraídos, procedeu-se a construção do Índice de Desempenho Competitivo da Agricultura no Nordeste (IDCAN). Em sequência para cumprir o segundo objetivo específico foi realizada a análise de *clusters* para classificação do IDCAN em estratos, como forma de facilitar a interpretação. No que concerne a este método analítico, Hair Júnior *et al.* (2005) salientam que essa é uma técnica estatística de interdependência que permite alocar objetos ou variáveis em grupos homogêneos em função do grau de similaridade entre os indivíduos, a partir de variáveis pré-determinadas (HÄRDLE; SIMAR, 2015; MINGOTI, 2005). Nesse estudo, utilizou-se a distância quadrática euclidiana, cuja distância entre duas observações (j e k) equivale à soma dos quadrados das diferenças entre j e k para todas as variáveis. Formalmente na equação (5):

$$d(X_j, X_k) = [\sum (X_{ij} - X_{ik})^2]^{1/2}$$

(5),

Este método de distância, os dois elementos amostrais X_j e X_k ($j \neq k$) são comparados em cada nível pertencente ao vetor de observações. Estas medidas são de dissimilaridade e quanto menores seus valores, mais similares serão os elementos comparados (MINGOTI, 2005).

Quanto ao método utilizado na pesquisa em questão, utiliza-se o procedimento não hierárquico de agrupamento ou *k-médias* (indicado quando o tamanho da amostra é superior a 50 elementos). Deve-se destacar que não existe critério preestabelecido para determinação do número de grupos, sendo necessário que o pesquisador especifique o número de *clusters* desejados (FÁVERO *et al.*, 2009).

Para a agricultura patronal, considerou como competitividade agrícola muito baixa se o IDCAN < 0,2711; baixa se $0,2711 \leq \text{IDCAN} \leq 0,3333$; e intermediária se $0,3334 \leq \text{IDCAN} \leq 0,5969$. No que concerne a agricultura familiar, considerou como competitividade agrícola muito baixa dos municípios nordestinos se o IDCAN < 0,2257; baixa $0,2257 \leq \text{IDCAN} \leq 0,2849$; e intermediária se $0,2851 \leq \text{IDCAN} \leq 0,4134$. Não obstante, nenhum município ensejou alto desempenho competitivo, em conformidade com os parâmetros estabelecidos. A classificação do número de estratos e intervalos foi baseado no estudo de Sousa e Campos (2010).

Análise de correlações canônicas

Para atender o terceiro objetivo específico que é relacionar os fatores determinantes da competitividade com os recursos advindos das políticas de desenvolvimento rural voltadas à agricultura familiar, foi realizada a análise de correlações canônicas. Esta técnica permite identificar e quantificar a associação de dois conjuntos de variáveis que possuem naturezas diferentes, expressando as correlações entre os dois conjuntos de variáveis, de modo que essa associação seja maximizada (MINGOTI, 2005).

Este método é recomendado quando se tem medidas de resultado ou desempenho e, múltiplas variáveis dependentes e independentes (HAIR JÚNIOR *et al.*, 2005). De acordo com Fávero *et al.* (2009), o modelo de correlação canônica pode ser descrito com a seguinte estrutura, indicada na equação (6):

$$Y_1 \dots Y_q = f(X_1 \dots X_p) \quad (6),$$

A correlação canônica é igual a $\sqrt{\lambda_k}$. A fim de verificar o nível de significância das correlações canônicas aplicam-se testes por meio da estatística F. No entanto, o mais utilizado é o Lambda de Wilks, que avalia conjuntamente a significância estatística das raízes canônicas. Posteriormente, se analisam as correlações entre as variáveis canônicas e as variáveis originais, que devem situar-se no intervalo $[-1, +1]$ e permitem identificar quais variáveis observadas são essenciais para formar a variável canônica.

Além do Lambda de Wilks foi possível checar outros testes de Análise de Variância Multivariada (ANOVA) que são o Traço de Pillai de Pillai, Traço de Lawley-Hotelling e Raiz de Roy, que avaliados conjuntamente expõem as relações existentes entre as variáveis dependentes e independentes.

De acordo com Fávero *et al.* (2009), o procedimento da análise de correlação canônica segue algumas etapas, apresentadas a seguir. Inicialmente, são calculadas duas combinações lineares, aqui apresentadas por u_1 e v_1 , formando-se o primeiro par canônico. Em que u_1 e v_1 são as variáveis canônicas. Dessa maneira, u_1 representa a combinação linear das variáveis dependentes e v_1 a combinação linear das variáveis explicativas. A relação entre u_1 e v_1 forma a correlação canônica máxima e ambas as variáveis podem ser obtidas por meio das estimações dos parâmetros $a_{11}, a_{12}, \dots, a_{1p}$ e $b_{11}, b_{12}, \dots, b_{1q}$ para cada observação i , respectivamente.

Em sequência, são calculadas duas novas variáveis canônicas, formando o par canônico, u_2 e v_2 . A correlação entre u_2 e v_2 também é a máxima possível, porém respeita-se o fato de que as correlações entre u_1 e u_2 e entre v_1 e v_2 sejam iguais a zero. Generalizando, o m -ésimo par canônico é formado por u_m e v_m e pode ser expresso da seguinte forma:

$$u_{mi} = a_{m1}Y_{1i} + a_{m2}Y_{2i} + \dots + a_{mp}Y_{pi} \quad (7),$$

$$v_{mi} = b_{m1}X_{1i} + b_{m2}X_{2i} + \dots + b_{mq}X_{qi} \quad (8),$$

em que as variáveis u_m e v_m são calculadas, para cada observação i da amostra, com base na estimação dos parâmetros $a_{m1}, a_{m2}, \dots, a_{mp}, b_{m1}, b_{m2}, \dots, b_{mq}$, apresentando máxima correlação entre u_m e v_m . Assim as correlações entre u_m e qualquer outra variável u (u_1, u_2, \dots, u_{m-1}) e as correlações entre v_m e qualquer outra variável v (v_1, v_2, \dots, v_{m-1}) devem ser iguais a zero.

Base de dados e descrição das variáveis

Os dados empregados para este estudo são de origem secundária e de corte transversal, coletados

a partir do Censo Agropecuário de 2017 do IBGE. Essa base de dados orienta as discussões acerca da agricultura familiar e da agricultura patronal, e suas derivações conceituais e empíricas, existentes no Nordeste brasileiro, possibilitando, de forma inédita, estabelecer análises comparativas e relativamente atuais entre agricultura familiar e agricultura patronal no recorte espacial supracitado.

Quadro 2 – Variáveis e estudos fundamentos para a construção do Índice de Desempenho Competitivo da Agricultura no Nordeste (IDCAN), 2017

VARIÁVEIS	DESCRIÇÃO	ESTUDOS FUNDAMENTADOS
V1	Proporção de estabelecimentos agropecuários que utilizam energia elétrica	Souza <i>et al.</i> (2019)
V2	Proporção de estabelecimentos agropecuários que contraíram orientação técnica	Sousa <i>et al.</i> (2015a)
V3	Proporção de estabelecimentos agropecuários que utilizam rotação de culturas	Campos, Pereira e Teixeira (2014)
V4	Proporção de estabelecimentos agropecuários que utilizam preparação do solo	Sousa <i>et al.</i> (2015b)
V5	Proporção de estabelecimentos agropecuários com recursos hídricos	Lobão e Staduto (2020)
V6	Proporção de pessoal ocupado nos estabelecimentos agropecuários	Stege (2015)
V7	Índice de Capital Humano (ICH) dos produtores nos estabelecimentos agropecuários	Silva e Vian (2021)
V8	Proporção do valor das despesas com insumos animais e vegetais nos estabelecimentos agropecuários	Souza, Ney e Ponciano (2015)
V9	Proporção de estabelecimentos agropecuários que utilizam calcário, pH e outros corretivos do solo	Souza <i>et al.</i> (2019)
V10	Proporção do valor da produção das lavouras temporárias nos estabelecimentos agropecuários	Madeira <i>et al.</i> (2019)
V11	Proporção de máquinas, tratores e implementos agrícolas nos estabelecimentos agropecuários	Santana <i>et al.</i> (2009)

Fonte: elaboração própria, a partir dos dados do Censo Agropecuário de 2017 do IBGE.

Vale destacar que a variável (V7), denominada de Índice de Capital Humano (ICH) dos produtores nos estabelecimentos agropecuários consistiu na soma das proporções de indivíduos por estrato de escolaridade formal, ponderada por uma escala discreta de zero a três, no qual zero indica o menor nível de escolaridade e três o maior, e dividido pelo maior valor de ponderação. Esse índice inspirado no estudo empírico de Silva e Vian (2021) pode ser expresso por:

$$ICH = (\sum EnsinoSuperior*3,0 + \sum EnsinoMédio*2,0 + \sum EnsinoFundamental*1,0 + \sum Analfabeto*0) \quad (9),$$

3

De posse dos fatores determinantes do desempenho competitivo da agricultura nordestina obtidos após a operacionalização da análise fatorial, resolveu-se selecionar estes fatores determinantes da competitividade (que constituem na combinação linear das 11 variáveis originais), referentes a M_2 da matriz M , relacionados a agricultura familiar.

Após a filtragem dos dados, associa-se os quatro fatores (recursos produtivos, conhecimento, recursos elétricos e hídricos e práticas agrícolas sustentáveis) com os dados referentes a participação de recursos do Programa Nacional de Alimentação Escolar (PNAE) destinados à agricultura familiar; o volume de recursos do Programa Nacional de Fortalecimento da Agricultura Familiar (Pronaf) custeio (em R\$) em relação ao total de estabelecimentos agropecuários com agricultura familiar e o volume de recursos do Programa Nacional de Fortalecimento da Agricultura Familiar (Pronaf) investimento (em R\$) em relação ao total de estabelecimentos agropecuários com agricultura familiar. A escolha das variáveis independentes empregadas neste estudo foi baseada nos trabalhos de Mattei (2014) e Grisa (2010). A seguir, (Quadro 3) listam-se as variáveis que fizeram parte do modelo de correlações canônicas.

Quadro 3 – Variáveis consideradas para o modelo de análise de correlações canônicas para os municípios nordestinos, 2017

Variáveis	Discriminação	Fonte de dados
Variáveis dependentes		
FC1	Uso intensivo em recursos produtivos	Censo Agropecuário de 2017 do IBGE (2021a).
FC2	Uso intensivo em conhecimento	
FC3	Uso intensivo em recursos elétricos e hídricos	
FC4	Uso intensivo em práticas agrícolas sustentáveis	
Variáveis explicativas		
X1	Participação de recursos do Programa Nacional de Alimentação Escolar (Pnae) em R\$, destinados à agricultura familiar	Fundo Nacional de Desenvolvimento da Educação (FNDE, 2021).
X2	Volume de recursos do Programa Nacional de Fortalecimento da Agricultura Familiar (Pronaf) custeio, em R\$, em relação ao total de estabelecimentos agropecuários com agricultura familiar	Matriz de Dados do Crédito Rural (MDCR) do Banco Central do Brasil (BCB, 2021) e Censo Agropecuário de 2017 do IBGE (2021a).
X3	Volume de recursos do Programa Nacional de Fortalecimento da Agricultura Familiar (Pronaf) investimento em R\$, em relação ao total de estabelecimentos agropecuários com agricultura familiar	

Fonte: elaboração própria, a partir dos dados do Censo Agropecuário de 2017 do IBGE (2021a), Fundo Nacional de Desenvolvimento da Educação (FNDE, 2021) e Banco Central do Brasil

(BCB, 2021).

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Identificação dos determinantes do desempenho competitivo da agricultura nordestina

Para aplicação do método de análise fatorial, torna-se necessário averiguar se as variáveis estão correlacionadas, ou seja, aceitando-se a hipótese alternativa de que a matriz de correlação não é diagonal. O teste estatístico de esfericidade de *Bartlett* corrobora essa evidência, tendo em vista que seu valor obtido (12.836,59) é significativo a 1% de probabilidade.

A adequabilidade desse instrumental analítico também foi testada pelo *Kaiser-Meyer-Olkin* (KMO), em que se encontrou o valor de 0,71, estando, portanto, apropriado para o emprego da análise fatorial, já que, segundo Hair Júnior *et al.* (2009), valores que excedem 0,5 indicam que os dados podem ser adotados para a utilização desse método (Quadro 4).

Quadro 4 – Testes de adequabilidade do modelo de análise fatorial

Testes	Recomendado pela literatura	Resultados obtidos
Checagem da matriz de correlações	Maioria das correlações acima de 0,30	Observa-se elevados coeficientes de correlação para a maioria dos pares de variáveis
<i>Kaiser-Meyer-Olkin</i> (KMO)	Aceitável acima de 0,50	0,71
Esfericidade de Bartlett	A matriz de correlações não é uma matriz identidade	Aceita-se a hipótese alternativa
<i>Mensure of Sampling Adequacy</i> (MAS)	Valores significativos da matriz Anti-imagem	Valores acima de 0,50 n as variáveis na diagonal principal, exceto V3
Alfa de <i>Cronbach</i>	Confiável acima de 0,70	Valor de 0,73 para a o conjunto das variáveis explicativas

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

Com base nas medidas amostrais de adequabilidade das variáveis ao modelo⁵, apenas a variável proporção de estabelecimentos agropecuários, que utilizam rotação de culturas, apresentou baixo valor (0,49). Esse valor sugere que a variável pode ser excluída do modelo, no entanto, optou-se pela permanência desta, em função de sua importância para a competitividade agrícola. Os demais valores indicam que as variáveis são adequadas à análise fatorial.

A Tabela 1 retrata os quatro fatores determinantes do desempenho competitivo da agricultura no Nordeste brasileiro com raiz característica maior do que um, pelo critério da raiz latente, que sintetizam as 11 variáveis analisadas. Esses fatores explicam 71,14% da variância total dos dados, sendo que a maior parte da variância (29,29%) é explicada pelo primeiro fator.

⁵ As informações contidas na Matriz anti-imagem revelaram valores baixos e/ou negativos das correlações parciais, com exceção da diagonal principal, que registrou as seguintes correlações: 0,54; 0,83; 0,49; 0,51; 0,57; 0,69; 0,60; 0,72; 0,78; 0,75 e 0,76, respectivamente, para as variáveis: V1, V2, V3, V4, V5, V6, V7, V8, V9, V10e V11. Tal indício mostra que o banco de dados é consistente para aplicação da técnica de análise fatorial, conforme destacam Hair Júnior *et al.* (2005).

Tabela 1 – Valores das raízes características e percentual de variância total explicada pela análise fatorial

Fator	Raiz	Variância explicada pelo fator	Variância acumulada
1	3,22	29,29	29,29
2	1,72	15,59	44,80
3	1,62	14,69	59,57
4	1,27	11,57	71,14

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

O primeiro fator (FC1), designado como intensivo em recursos produtivos, é responsável por explicar 29,29% da variância total dos dados. Esse fator recebe essa nomeação em virtude de serem constituídas pelas variáveis concernentes às proporções do valor das despesas com insumos animais e vegetais nos estabelecimentos agropecuários, do valor da produção das lavouras temporárias nos estabelecimentos agropecuários, proporção de máquinas, tratores e implementos agrícolas nos estabelecimentos agropecuários e do pessoal ocupado nos estabelecimentos agropecuários, que são as mais fortemente associadas ao FC1, cujas cargas fatoriais estão destacadas (Tabela 2).

Com respeito ao segundo fator (FC2), destaque para as seguintes variáveis: Índice de Capital Humano (ICH) dos produtores nos estabelecimentos agropecuários, proporção de estabelecimentos agropecuários que utilizam calcário, pH e outros corretivos do solo e proporção de estabelecimentos agropecuários que contrairam orientação técnica. Nessa perspectiva, esta dimensão abarca 15,59% da variância, referindo-se ao uso intensivo em conhecimento.

Como se observa pela Tabela 2, 14,69% da variância total dos dados são atribuídos ao terceiro fator (FC3), denominado como intensivo em recursos elétricos e hídricos, uma vez que está associado positivamente com as variáveis referentes à proporção de estabelecimentos agropecuários que utilizam energia elétrica e proporção de estabelecimentos agropecuários com recursos hídricos, estes indicadores são essenciais para alavancagem da produção agrícola e fixação do contingente humano no meio rural.

Tabela 2 – Cargas fatoriais após a rotação ortogonal e comunalidades obtidas na análise fatorial

Variáveis	Cargas Fatoriais				Comunalidades
	FC1	FC2	FC3	FC4	
V8	<u>0,96</u>	0,10	0,33	0,19	0,93
V10	<u>0,91</u>	0,08	- 0,02	0,07	0,83
V11	<u>0,87</u>	0,31	0,02	0,07	0,85
V6	<u>0,80</u>	0,16	0,04	-0,04	0,67
V7	0,12	<u>0,80</u>	0,02	- 0,07	0,65
V9	0,19	<u>0,71</u>	-0,15	0,09	0,57
V2	0,18	<u>0,62</u>	0,37	-0,02	0,56
V1	-0,02	-0,05	<u>0,84</u>	0,10	0,72
V5	0,05	-0,01	<u>0,80</u>	0,01	0,67
V3	0,04	0,14	- 0,13	<u>0,85</u>	0,76
V4	0,03	-0,15	0,30	<u>0,72</u>	0,64

Fonte: elaboração com base no Censo Agropecuário de 2017.

Por fim, concernente as variáveis: proporção de estabelecimentos agropecuários que utilizam rotação de culturas e proporção de estabelecimentos agropecuários que utilizam preparação do solo, responsáveis por 11,57% da variância, denominando-as de intensivo em práticas agrícolas sustentáveis.

Na Tabela 2, estão expostas as cargas fatoriais rotacionadas e as comunalidades para esses quatro fatores analisados. As cargas fatoriais com valores relativos maiores do que 0,60 estão destacadas, indicando as variáveis mais intimamente associadas a determinado fator, enquanto as comunalidades indicam que o conjunto das 11 variáveis explicativas têm sua variabilidade captada e representada pelos quatro fatores.

Agrupamento e análise do Índice de Desempenho Competitivo da Agricultura no Nordeste (IDCAN)

Os dados da Tabela 3 revelam que a agricultura patronal aferiu desempenho médio superior à familiar nos estados do Nordeste brasileiro, com exceção do Ceará, que manteve as médias constantes. Os maiores desempenhos médios estão nos municípios do estado do Rio Grande do Norte (0,36), enquanto Piauí ensejou o pior nível de competitividade agrícola patronal nordestina (0,28), além de corresponder o maior nível de disparidade, evidenciado pelo coeficiente de variação.

Como se observa, para a tipologia agrícola supracitada, o Rio Grande do Norte alcançou 81,19% dos municípios com IDCAN intermediário, sendo que apenas os municípios de Serra do Mel e Porto do Mangue, localizados na mesorregião do Oeste Potiguar, obtiveram nível de competitividade muito baixo. Em contrapartida, Piauí, Sergipe, Ceará e Maranhão registraram, respectivamente, 98,33%, 93,45%, 90,44% e 85,24% dos seus municípios enquadrados com níveis baixos e muito baixos de desempenho competitivo da agricultura patronal.

Pelo prisma da agricultura familiar, assim como na patronal, a melhor média no que tange ao

desempenho competitivo foi registrada pelo Rio Grande do Norte (0,33), enquanto o Maranhão (0,24) registrou o pior desempenho. Vale destacar que parcela majoritária dos municípios potiguares (94,06%) se classifica com nível intermediário de competitividade. De acordo com o IBGE (2020), o estado do Rio Grande do Norte obteve a menor concentração fundiária regional, evidenciado por 51,90% dos estabelecimentos agropecuários caracterizados com no mínimo 10 hectares, configurando a unidade federativa com maior proporção nas faixas superiores de área total, considerando os nove estados nordestinos. Com base no Censo Agropecuário de 2006, Rodrigues e Sousa (2018) corroboram estes resultados (Tabela 5), destacando que os piores níveis de competitividade encontram-se no Piauí e Maranhão, ao passo que o Rio Grande do Norte ensejou melhor desempenho, especificamente na microrregião do Seridó Ocidental.

Ratificando tais evidências, o Índice de Gini Rural, publicado pelo Censo Demográfico de 2010 do IBGE (2020), mostra que o estado do Rio Grande do Norte apontou o menor nível de desigualdade de renda no meio rural (0,41), entre as unidades federativas do Nordeste, enquanto o Maranhão ensejou à maior discrepância (0,48).

Os diferenciais de competitividade agrícola podem ser explicados, de acordo com Souza e Gomes (2019), pelas imperfeições de mercado que inibem o acesso dos agricultores familiares à tecnologia, promovendo a reprodução das assimetrias no acesso ao crédito para produção, infraestrutura, assistência técnica, entre outros. Com melhores condições de produção, os grandes produtores são capazes de negociar melhores preços de insumos e produtos em relação aos agricultores de pequeno porte.

Tabela 3 – Classificação do desempenho competitivo da agricultura patronal e familiar nos municípios do Nordeste brasileiro por Unidades Federativas (UFs), segundo Índice de Desempenho Competitivo da Agricultura no Nordeste (IDCAN) e suas estatísticas descritivas

Municípios do Nordeste por Unidade Federativa	Classificação do Índice de Desempenho competitivo da agricultura no Nordeste (IDCAN) para tipologia patronal, 2017						Estatísticas descritivas	
	Muito Baixo		Baixo		Intermediário		IDCAN médio	CV* (%)
	f ⁱ *	(%)	f ⁱ *	(%)	f ⁱ *	(%)		
Alagoas	05	6,94	46	63,89	21	29,17	0,32	11,77
Bahia	55	15,54	241	68,08	58	16,38	0,30	13,00
Ceará	42	30,88	81	59,56	13	9,56	0,29	11,50
Maranhão	57	38,26	70	46,98	22	14,77	0,28	20,36
Paraíba	01	0,88	53	52,21	59	46,90	0,33	8,76
Pernambuco	10	7,58	90	68,18	32	24,24	0,32	9,82
Piauí	52	43,33	54	45,00	14	11,67	0,28	15,65
Rio G. Norte	02	1,98	17	16,83	82	81,19	0,36	12,11
Sergipe	20	32,79	37	60,66	04	6,56	0,29	9,42
Municípios do Nordeste por Unidade Federativa	Classificação do Índice de Desempenho competitivo da agricultura no Nordeste (IDCAN) para tipologia familiar, 2017						Estatísticas descritivas	
	Muito Baixo		Baixo		Intermediário		IDCAN médio	CV* (%)
	f ⁱ *	(%)	f ⁱ *	(%)	f ⁱ *	(%)		
Alagoas	05	6,94	23	31,94	44	61,11	0,29	12,24
Bahia	07	1,98	187	52,82		45,20	0,28	10,63
Ceará	02	1,47	48	35,29	160	63,24	0,29	10,33
Maranhão	53	35,57	62	41,61		22,82	0,24	18,57
Paraíba	0	0,00	08	7,08	86	92,92	0,32	8,71
Pernambuco	01	0,76	26	19,70	34	79,55	0,30	9,22
Piauí	13	10,83	69	57,70		31,67	0,27	13,37
Rio G. Norte	03	2,97	04	3,96	105	93,07	0,33	10,75
Sergipe	06	9,84	30	49,18		40,98	0,27	11,81
					105			
					38			
					94			
					25			

Fonte: elaboração própria com base no Censo Agropecuário de 2017. *fⁱ representa a frequência absoluta; **CV corresponde ao coeficiente de variação.

Os dez municípios com maior desempenho na agricultura patronal são: Tibau (RN), Luís Eduardo Magalhães (BA), Formosa do Rio Preto (BA), São Desidério (BA), Maceió (AL), Campestre do Maranhão (MA), Cruzeta (RN), Jaborandi (BA), Coruripe (AL) e Caiçara do Norte (RN). Em conformidade com a Tabela 3, destes dez municípios supracitados, três possuem as maiores áreas agrícolas do Nordeste (São Desidério⁶, Formosa do Rio Preto e Luís Eduardo Magalhães) situados nos cerrados nordestinos, em conjunto com o município piauiense de Campestre e Jaborandi no Oeste baiano, inseridos na última fronteira agrícola denominada de Matopiba⁷.

Vale destacar que o município de Tibau (RN) tem apenas 21 estabelecimentos agropecuários alocados na agricultura patronal zoneados pela Área Livre de Pragas (ALP) da *Anastrepha grandis*, com 98,36% da produção de lavouras temporárias deste município correspondentes ao melão, voltados especialmente à exportação. Nessa perspectiva, de acordo com a Produção Agrícola Municipal do IBGE (2021b), a produtividade do melão do referido município (24,80 t/ha) é superior à média nordestina brasileira (24,64 t/ha), em 2017. Portanto, o fato deste município apresentar o maior escore na dimensão relativa aos recursos produtivos na agricultura, pode estar associado à cobertura em termos proporcionais do valor da produção das lavouras temporárias nos estabelecimentos agropecuários da agricultura patronal.

No que se refere aos dez municípios com pior desempenho na agricultura patronal se destacam: Cedral (MA), Morros (MA), Magalhães de Almeida (MA), Central do Maranhão (MA), Governador Archer (MA), Apicum-Açu (MA), Santana do Maranhão (MA), Gonçalves Dias (MA), Santa Quitéria do Maranhão (MA) e São José dos Basílios (MA), nenhum alocado no semiárido brasileiro. Por outro lado, dos 21 municípios deste estado alocados com nível intermediário de competitividade (Tabela 3), com exceção de São Luís e Paço do Lumiar, os demais estão localizados na região do Matopiba.

Com relação aos dez municípios com melhor desempenho na agricultura familiar destacam: Cruzeta (RN), Jaçanã (RN), Itabaiana (PB), Lafaiete Coutinho (BA), Santo Amaro (BA), Santa Maria (RN), Lagoa (PB), Jaçanã (RN), Quixaba (PB) e Lagoa (PB). Destes municípios, com exceção de Santo Amaro (BA), os demais estão inseridos na região semiárida. Ainda nesse contexto, apesar de Lagoa (PB), por exemplo, ter uma das menores áreas agrícolas do Nordeste (151 ha), esse município apresenta uma média de pessoal ocupado na agricultura familiar (2,96) superior à macrorregional nordestina (2,58).

Assim como na agricultura patronal, os piores desempenhos da agricultura familiar estão localizados no Estado do Maranhão: Cedral (MA), Magalhães de Almeida (MA), Porto Rico do Maranhão (MA), Miranda do Norte (MA), Apicum-Açu (MA), Pirapemas (MA), São Roberto (MA), Santa Quitéria do Maranhão (MA), Santana do Maranhão (MA) e Morros (MA). Em

⁶ De acordo com o IBGE (2021), o município de São Desidério (BA) concentra o maior PIB agrícola (1.502.251, em milhões de reais) do Matopiba, para o ano de 2017.

⁷ Em conformidade com os dados da Produção Agrícola Municipal (PAM), divulgados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE, 2020a), os municípios do Matopiba produziam, em 2017, um montante de 1.275.836 toneladas de soja, milho e algodão herbáceo, o que equivale a 86,04%, 26,55%, 17,06%, respectivamente, das *commodities* em relação às macrorregiões do Sudeste, Sul e Centro-Oeste. Ademais, o Matopiba contempla importantes rios (Araguaia, Tocantins, Parnaíba e Balsas) apresentando vastos recursos hídricos para os estabelecimentos agropecuários.

termos de competitividade na agricultura revelam neste *ranking* dos dez piores municípios, que os menores índices compreendem os escores associados à dimensão referente ao uso intensivo de recursos produtivos.

Lemos e Fernandes (2016) inferiram com base no PIB *per capita*, Índice de Desenvolvimento Humano (IDH) e o Índice de Exclusão Social, que existem no Maranhão, no mínimo 46 municípios com indicadores econômicos, sociais e ambientais piores do que a média dos demais municípios reconhecidos no semiárido brasileiro. Destacam-se, segundo o autor, os municípios de Morros, Magalhães de Almeida, Santa Quitéria do Maranhão e Santana do Maranhão enquadrados nessa categoria de vulnerabilidade, e que estão no *ranking* do presente estudo com os piores desempenhos na agricultura patronal e familiar.

De acordo com a Tabela 4, percebe-se que as médias para a região semiárida foram inferiores as demais regiões do Nordeste para a agricultura patronal. Considerando a agricultura familiar, percebe-se que a região semiárida obteve melhor desempenho, convergindo com as intelecções de Aquino, Alves e Vidal (2020) e Araújo (2017). Na concepção destes autores, a agricultura familiar constitui expressiva geração de emprego e renda, especialmente nos municípios do semiárido nordestino com até 20 mil habitantes, enquanto a agricultura patronal possui ainda pífia participação, dado o baixo acúmulo de capital e capacidade de inversões nessa região.

Vale destacar que a agricultura patronal de nível baixo e muito baixo ensejou no semiárido e nas demais regiões nordestinas, respectivamente, 76,28% e 73,56% do total de municípios elencados nessa categoria (Tabela 4).

Em contrapartida, de acordo com a Tabela 6, a agricultura familiar obteve melhor desempenho competitivo no semiárido nordestino, com 64,48% dos municípios alocados com IDCAN intermediário, ao passo que 42,21% desse nível se encontram nas demais regiões. Nesse contexto, percebe-se que o desempenho médio da agricultura patronal é superior a familiar no Nordeste brasileiro.

Em face do exposto, a Tabela 4 mostra que as médias do desempenho patronal foram superiores em relação à familiar. Nesse contexto, o semiárido apresentou melhores resultados no que concerne à agricultura familiar com maior número de municípios classificados como intermediários (Tabela 4), apesar da última seca registrada no período de 2012 a 2017.

Tabela 4 – Distribuição do Índice de Desempenho Competitivo da Agricultura no Nordeste (IDCAN) para as regiões semiárida e não semiárida, referentes à agricultura patronal e familiar e suas estatísticas descritivas, 2017

Tipologias agrícolas	Discriminação das regiões	Muito baixo		Baixo		Intermediário		Estatísticas descritivas	
		Fi	(%)	Fi	(%)	Fi	(%)	IDCAN médio	CV (%)
Agricultura patronal	Semiárido	149	18,13	478	58,15	195	23,72	0,31	13,26 17,70
	Não Semiárido	95	22,84	211	50,72	110	26,44	0,32	
Agricultura familiar	Semiárido	22	2,68	270	32,85	530	64,48	0,30	11,89
	Não Semiárido	68	16,35	187	44,95	161	38,70	0,27	17,02

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

Tal resultado provavelmente está relacionado às ações do Fundo Constitucional de Financiamento do Nordeste (FNE) criado para servir de instrumento de política pública federal orquestrada pelo Banco do Nordeste (BNB), com o intuito de contribuir para o desenvolvimento socioeconômico da região, mediante financiamento de diversos setores produtivos, incluindo a agricultura, possibilitando o arrefecimento das desigualdades interregionais (CAVALCANTI JUNIOR; LIMA, 2019).

Nessa perspectiva, os resultados ratificam os achados de Souza *et al.* (2019), ao evidenciarem a expressiva heterogeneidade tecnológica na agricultura familiar nordestina em relação às demais macrorregiões brasileiras. Essa concepção foi corroborada por Vieira Filho (2013) e Bustos, Caprettini e Ponticelli (2016).

Relação entre os fatores de competitividade agrícola familiar e as políticas de desenvolvimento rural

Consoante com a matriz de correlações (Tabela 5), percebe-se a ausência de correlações expressivas⁸ para o conjunto de variáveis selecionadas (Quadro 3), indicando a baixa associação linear do desempenho da agricultura familiar com as políticas de crédito rural e da compra de produtos advindos da agricultura familiar (Pronaf e Pnae) no Nordeste brasileiro, em 2017.

⁸ Seguiu-se a classificação apresentada por Pett, Lackey e Sullivan (2003) quanto ao grau de correlação (r), onde: $0,00 \geq r \leq 0,29$ é uma correlação fraca; $0,30 \geq r \leq 0,49$ correlação baixa; $0,50 \geq r \leq 0,69$ correlação moderada; $0,70 \geq r \leq 0,89$ correlação forte e $0,90 \geq r \leq 1,00$ correlação muito forte.

Tabela 5 – Matriz de correlações das variáveis consideradas para o modelo de análise de correlações canônicas, 2017

Variáveis	FC1	FC2	FC3	FC4	X1	X2	X3
FC1	1,00						
FC2	-0,85	1,00					
FC3	-0,10	-0,11	1,00				
FC4	-0,29	0,06	0,04	1,00			
X1	-0,08	0,08	-0,04	0,07	1,00		
X2	0,03	0,05	-0,03	0,02	0,04	1,000	
X3	-0,17	0,26	- 0,04	0,04	0,06	0,36	1,00

Fonte: elaboração própria, a partir dos dados do Censo Agropecuário de 2017 do IBGE (2021a), Fundo Nacional de Desenvolvimento da Educação (FNDE, 2021) e Banco Central do Brasil (BCB, 2021).

Com o intuito de entender a relação multivariada da associação dos indicadores de desempenho competitivo da agricultura familiar e dos recursos destinados às políticas de desenvolvimento rural (Tabela 6), a técnica de correlações canônicas resultou em três coeficientes, a saber: $r_1 = 0,30$, $r_2 = 0,15$ e $r_3 = 0,06$, tendo em vista que esta técnica apresenta um número de funções igual ao número de variáveis do menor conjunto, explicativa ou dependente. Ademais, verifica-se que as três funções canônicas mostraram-se estatisticamente significantes a 1%.

Tabela 6 – Correlações canônicas, R^2 canônico e significância do Lambda de Wilks, 2017

Dimensões	Correlações Canônicas	R^2 Canônico	P-valor (<i>Lambda de Wilks</i>)
1ª	0,30	0,09	0,00
2ª	0,15	0,02	0,00
3ª	0,06	0,00	0,00

Fonte: elaboração própria, a partir dos dados do Censo Agropecuário de 2017 do IBGE (2021a), Fundo Nacional de Desenvolvimento da Educação (FNDE, 2021) e Banco Central do Brasil (BCB, 2021).

Torna-se válido ressaltar que foram realizados testes estatísticos realizados para avaliar a significância desses coeficientes. Além dos testes de Lambda de Wilks, Traço de Pillai, o Traço de Lawley-Hotelling e a Maior Raiz de Roy indicaram que os três coeficientes das correlações canônicas foram significativos a 1%, quando avaliados de forma conjunta. Esse resultado indica que estatisticamente os coeficientes são diferentes de zero, simultaneamente.

Ressalta-se que o R^2 canônico mede o percentual de variância na variável canônica dependente que pode ser explicada pela variável canônica independente. Seguindo Protásio et al. (2012), este indicador estatístico foi calculado por meio do quadrado da correlação canônica. Logo, observa-se com base no R^2 canônico que a quantidade de variância explicada entre as variáveis canônicas

independentes e dependentes foi relativamente pífia entre as variáveis consideradas.

Estes resultados estão consistentes com os achados de Guedes, Almeida e Siqueira (2021), que não encontraram efeitos significativos estatisticamente do impacto do microcrédito rural Agroamigo na atividade agrícola no Nordeste brasileiro. Hampf (2013), por sua vez, não encontrou impactos estatisticamente significativos do Pronaf no desempenho da agricultura familiar no município de Bonito, em Pernambuco, indo ao encontro da literatura especializada, que relata a melhor efetivação desta política pública em agricultores mais capitalizados e integrados ao mercado.

Paralelamente, Monteiro e Lemos (2019) afirmam que o Nordeste brasileiro exibe o menor valor médio de contratos do Pronaf entre 1999 a 2014, seguido do Norte, as regiões mais pobres do Brasil. Os resultados deste trabalho estão concatenados com as visões de Castro e Pereira (2017), ao salientarem que não basta ofertar crédito para os agricultores familiares, se eles não tiverem as informações adequadas para intensificar sua produção agrícola. Não obstante, de acordo com esses autores, parcela seleta dos agricultores aludidos tem acesso a esse serviço, com exceção dos mais capitalizados, notadamente no Centro-Sul brasileiro, por possuir relativamente acesso a diversas alternativas de assistência técnica privada, em relação ao Nordeste brasileiro.

Avelar e Stamm (2019) atentam para as evidências do Pronaf ensejar efeitos positivos para os indicadores econômicos, como o crescimento do produto e da renda em determinadas áreas, a exemplo do Oeste paranaense. Todavia, não é regra apresentar comportamento análogo para as áreas distintas do território brasileiro, a exemplo do Nordeste, que segundo Souza, Ney e Ponciano (2015), mesmo congregando parcela majoritária de agricultores familiares, ainda se concede, em termos proporcionais, menor aporte de recursos do PRONAF, em detrimento das demais macrorregiões brasileiras.

CONCLUSÃO

Com procedência das 11 variáveis consideradas no estudo, foi possível sintetizar quatro dimensões, o que possibilitou nomeá-las em função do grau de correlação. O fator FC1 se associou às variáveis intensivas em recursos produtivos; FC2, por sua vez, esteve relacionado ao uso intensivo em conhecimento; FC3 se associou às variáveis intensivas nos recursos elétricos e hídricos, e por último, e FC4 congregou as práticas agrícolas sustentáveis. Nessa perspectiva, este estudo, traz uma contribuição empírica ao tratar a respeito da competitividade da agricultura patronal *vis-à-vis* familiar no Nordeste brasileiro, sob uma abordagem multidimensional.

Além das variáveis consideradas neste estudo, trabalhos realizados sobre desempenho competitivo na agricultura, alicerçado em Censos Agropecuários, apontaram outras, a exemplo da proporção de estabelecimentos agropecuários que utilizam adubação, e alocados em cooperativas. Essas variáveis não foram incluídas, dado apresentarem comunalidades baixas, constituindo uma possível limitação do presente estudo. Entretanto, não compromete sua análise, visto que, parcela majoritária da variância total dos dados pode ser explicada pelo conjunto de variáveis explicativas consideradas.

Pode-se inferir que o desempenho competitivo da agricultura patronal foi superior à familiar, seja em uma desagregação por Estados e/ou região semiárida e não semiárida nordestina. Ademais, a concentração dos melhores resultados concernentes à agricultura familiar foram no

semiárido nordestino, especialmente nos municípios potiguares, mesmo diante da seca no período de 2012 a 2017. Em contrapartida, os piores desempenhos para as tipologias agrícolas consideradas estão nos municípios maranhenses.

No tocante à baixa competitividade agrícola dos municípios maranhenses, inferiores aos da região semiárida nordestina, suscita o entendimento que tais municípios necessitam da atuação do Fundo Constitucional de Financiamento do Nordeste (FNE) incorporando-as ao semiárido, em face dos gargalos estruturais presentes na agricultura familiar e patronal, necessitando de forma sistemática de políticas públicas focalizadas.

No que concerne à associação entre os fatores determinantes do desempenho da agricultura familiar e os recursos advindos das políticas de desenvolvimento rural, percebeu-se baixa correlação, indicando a relativa ausência de eficácia destas políticas, de maneira sistemática, para ganhos de competitividade da agricultura familiar nordestina. Nessa perspectiva, em estudos posteriores, sugere-se inserir variáveis como precipitação pluviométrica, além de analisar se os municípios nordestinos que detêm agências bancárias e pessoal qualificado a ofertarem recursos do Pronaf funcionam como determinantes para a competitividade da agricultura familiar.

De modo a arrefecer a discrepância entre as políticas de desenvolvimento rural analisadas e os fatores determinantes da competitividade agrícola familiar, sugere-se a implantação de uma política fundiária para parcela majoritária dos estabelecimentos agropecuários, que proporcione maior estímulo aos produtores para a realização de investimentos em tecnologia, aumentando a produtividade das atividades agrícolas, e conseqüentemente, o desempenho competitivo.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AQUINO, J. R.; ALVES, M. O. & VIDAL, M. F. Agricultura familiar no Nordeste do Brasil: um retrato atualizado a partir dos dados do Censo Agropecuário 2017. *Revista Econômica do Nordeste*, v. 51, pp. 31-54, 2020.

ARAÚJO, J. B. *Mercado de trabalho e desigualdade: o Nordeste brasileiro nos anos 2000*. Campinas, SP, 2017, 319 f. Tese (Doutorado em Desenvolvimento Econômico) – Universidade Estadual de Campinas, 2017.

AVELAR, F. M. & STAMM, C. Agricultura familiar: efeitos do Pronaf na região Oeste do Paraná. *Geosul*, v. 34, pp. 359–394, 2019.

BCB – BANCO CENTRAL DO BRASIL. Matriz de Dados do Crédito Rural. Disponível em: <<https://tinyurl.com/5ar96ep>>. Acesso em: 17 abril 2023.

BACHA, C. J. C. *Economia e política agrícola no Brasil*. 2. ed. São Paulo: Editora Atlas, 2012.

BACHA, C. J. C.. The Agricultural Sector. In: Edmund Amann; Carlos Azzoni; Werner Baer. (Org.). *The Oxford Handbook of the Brazilian Economy*. 1ed. Oxford, Reino Unido: Oxford University Press, v. 1, pp. 266-287, 2018.

BRASIL. SECRETARIA DE PREVIDÊNCIA SOCIAL E EMPREGO DO MINISTÉRIO DA ECONOMIA. CADASTRO GERAL DE EMPREGADOS E DESEMPREGADOS - CAGED. Disponível em: <http://bi.mte.gov.br/bgcaged/rais.php>. Acesso em: 9 maio 2020, 2020a.

BUAINAIN, A. M. & GARCIA, J. R. Pobreza rural e desenvolvimento do semiárido nordestino: resistência, reprodução e transformação. In: MIRANDA, C.; TIBURCIO, B. (Orgs.). *A nova cara*

da pobreza rural: desenvolvimento e a questão regional. Brasília, 2013. (Série Desenvolvimento Rural Sustentável, v. 17).

BUSTOS, P., CAPRETTINI, B. E. & PONTICELLI, J. Agricultural productivity and structural transformation: Evidence from Brazil. *American Economic Review*, v. 106, n. 6, pp. 20–65, 2016.

CAMPOS, S. A. C.; PEREIRA, M. W. G. & TEIXEIRA, E. C. Trajetória de modernização da agropecuária mineira no período de 1996 a 2006. *Economia Aplicada (Impresso)*, v. 18, p. 717–739, 2014.

CARVALHO, F. R. D. *Análise fatorial*. 2013. 61 p. Dissertação (Mestrado em Matemática) – Universidade de Coimbra, Coimbra, 2013.

CASTRO, C. N. & PEREIRA, C. N. *Agricultura familiar, assistência técnica e extensão rural e a política nacional de Ater*. Brasília: Rio de Janeiro: Ipea, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, 2017.

CAVALCANTI JUNIOR, C. A. & LIMA, J. P. R. O semiárido nordestino: evolução recente da economia e do setor industrial. *Revista Econômica do Nordeste*, v. 50, pp. 69–88, 2019.

DEL GROSSI, M. E. *Algoritmo para delimitação da agricultura familiar no Censo Agropecuário 2017, visando à inclusão de variável no banco de dados do censo, disponível para ampla consulta*. Brasília: FAO, 2019. 25 p.

DELGADO, G. C. *Do capital financeiro na agricultura à economia do agronegócio: mudanças cíclicas em meio século (1965–2012)*. Porto Alegre: Editora da UFRGS, 2012.

DUTRA, I. J. B.; MARTINS, M. C. & PARRE, J. L. A produção da agricultura familiar e os efeitos dos programas de incentivo. *Revista de Política Agrícola*, v. 3, pp. 94–106, 2021.

EUSÉBIO, G. S. Análise do financiamento no desempenho econômico nos estabelecimentos agropecuários. 2017. 108 f. Tese (Doutorado em Ciências Econômicas) – Universidade Estadual de Campinas, Campinas, 2017.

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

FEIJÓ, R. L. C. The Impact of a Family Farming Credit Program on the Rural Economy of Brazil. In: XXIX Encontro Nacional de Economia da ANPEC, Anais... Salvador, BA, 2001.

FORNAZIER, A. & VIEIRA FILHO, J. E. R. Heterogeneidade estrutural no setor agropecuário brasileiro: evidências a partir do Censo Agropecuário 2006. Rio de Janeiro: Ipea, 2012. (*Texto para Discussão*, n. 1.708).

FNDE – Fundo Nacional de Desenvolvimento da Educação. *Programa Nacional de Alimentação Escolar – Pnae*. Disponível em: <<https://tinyurl.com/mrbuwx8z>>. Acesso em: 12 mar. 2023.

GAMA, Z. J. C.; SANTANA, A. C.; MENDES, F. A. T. & KHAN, A. S. Índice de Desempenho Competitivo das Empresas de Móveis da Região Metropolitana de Belém. *Revista de Economia e Agronegócio*, v. 5, n. 1, pp. 127–159, 2007.

GARCIAS, M. D. O. *Agricultura familiar e os impactos da restrição ao crédito rural: uma análise para diferentes níveis de mercantilização*. Piracicaba, SP. 113 f. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) – Universidade de São Paulo, 2014.

GASQUES, J. G. *et al. Produtividade e crescimento da agricultura brasileira*. Brasília: Mapa, 2011. (Nota Técnica da Coordenação Geral de Planejamento Estratégico).

- GASQUES, J. G.; BACCHI, M. & BASTOS, E. Crescimento e produtividade da agricultura brasileira de 1975 a 2016. *Carta de Conjuntura*, Ipea, n. 38, 2018.
- GRISA, C. As políticas públicas para a agricultura familiar no Brasil: um ensaio a partir da abordagem cognitiva. *Desenvolvimento em Debate*, Rio de Janeiro, v. 1, n. 2, pp. 83–109, jan, 2010.
- GUANZIROLI, C; BUAINAIN, A. & SABBATO, A. Family farming in Brazil: evolution between the 1996 and 2006 agricultural censuses. *Journal of Peasant Studies*, v. 40, pp. 817–843, 2013.
- GUEDES, I. A.; ALMEIDA, A. T. C. & SIQUEIRA, L. B. O. Efeitos do microcrédito rural sobre a produção agropecuária na região Nordeste: evidências do Programa Agroamigo. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, v. 59, pp. 1–19, 2021.
- HAIR JÚNIOR, J. F.; ANDERSON, R. E.; TATHAM, R. L. & BLACK, W. C. *Análise multivariada de dados*. 5. ed. Porto Alegre: Bookman, 2005.
- HAMPF, A. C. Avaliação do impacto do Pronaf sobre a agricultura familiar no município de Bonito, estado de Pernambuco, mediante o uso do Propensity Score Matching. Recife, PE. 127 f. Dissertação (Mestrado em Administração e Desenvolvimento Rural) – Universidade Federal Rural de Pernambuco, 2013.
- HÄRDLE, W. K. & SIMAR, L. *Applied multivariate statistical analysis*. 4 Edition Springer – Verlag Berlin Heidelberg, 2015. 580p.
- IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. *Censo Agropecuário de 2017*. 2021a. Disponível em: <www.ibge.gov.br>. Acesso em: 13 abril 2024.
- IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. *Microdados do Censo Demográfico de 2010*. 2020. Disponível em: <www.ibge.gov.br>. Acesso em: 05 jun. 2024.
- IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. *Produção Agrícola Municipal (PAM)*. 2021b. Disponível em: <www.ibge.gov.br>. Acesso em: 12 jun. 2024.
- KHANDKERA, S. R. & KOOLWALB, G. B. How has microcredit supported agriculture? evidence using panel data from Bangladesh. *Agricultural Economics*, n. 47, pp. 157-168, 2016.
- LEMOS, J. J. S. FERNANDES, R. T. Inserir o Maranhão na Geografia Oficial do Semiárido: Um Requisito de Justiça Social no Nordeste Brasileiro. *Revista Geografica*. v. 21, pp. 98–112, 2016.
- LOBÃO, M. S. P. & STADUTO, J. A. R. Modernização Agrícola na Amazônia. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, n. 2, v. 58, pp. 1–18, 2020.
- MADEIRA, A. S.; KHAN, S. A.; SOUSA, E. P. & BARROS, A. F. L. Análise da modernização agrícola cearense no período de 1996 e 2006. *Geosul*, v. 34, n.72, pp. 307-334, 2019.
- MATTEI, L. O papel e a importância da agricultura familiar no desenvolvimento rural brasileiro contemporâneo. *Revista Econômica do Nordeste*, v. 45, n. 2, pp. 71–79, 2014.
- MATOS, C. A. C. ABUD, G. M. B; COSTA, N. L. & SANTANA, A. C; A Competitividade da agroindústria de laticínios: uma investigação no Estado do Pará. *Revista em Agronegócio e Meio Ambiente*, v. 10, n.4, pp. 1.029 – 1.050, 2017.
- MINGOTI, S. A. *Análise de dados através de métodos de estatística multivariada: uma abordagem aplicada*. Belo Horizonte: Editora da UFMG, 2005. 295 p.
- MONTEIRO, A.P. & LEMOS, J. J. S. Desigualdades na distribuição dos recursos do Pronaf entre

as regiões brasileiras. *Revista de Política Agrícola*, v. 2019, pp. 6-17, 2019.

MOURA, E. J. & SOUSA, E. P. Análise multidimensional do desenvolvimento rural nos municípios cearenses e pernambucanos. *Geosul*, v. 35, n.76, pp. 706-730, 2020.

MOURA, F. R. *O nexso causal entre crédito rural e crescimento do produto agropecuário na economia brasileira*. Piracicaba, SP. 128 f. Tese (Doutorado em Economia Aplicada), Universidade de São Paulo, 2016.

NARAYANAN, S. The productivity of agricultural credit in India. *Agricultural Economics*, v. 47, pp. 399-409, 2016.

PEREIRA, C. N.; CASTRO, C. N. & PORCIONATO, G. L. Expansão da agricultura no Matopiba e impactos na infraestrutura regional. *Revista de Economia Agrícola*, v. 65, pp. 15 –33, 2018.

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*, v. 40, n. 95, pp. 317-326, 2012.

RODRIGUES, R. E. A. & SOUSA, E. P. Competitividade da agricultura familiar no Nordeste brasileiro. *Geonordeste (UFS)*, v. 29, pp. 37–57, 2018.

SABINO, M. J. C. *A vulnerabilidade da agricultura familiar nos municípios do Ceará: o caso do Maciço de Baturité*. Fortaleza, CE, 95 f. Dissertação (Mestrado em Economia Rural) – Universidade Federal do Ceará, 2013.

SALCEDO, S. & GUZMÁN, L. *Agricultura familiar en América Latina y el Caribe: recomendaciones de política*. Santiago: FAO, 2014.

SANTOS, P. L.; SILVA FILHO, L. A.; BARROS, T. & SIQUEIRA, R. M. Comércio internacional, competitividade, taxa de câmbio e exportações de manga do Vale do São Francisco. 2004-2018. *Revista Econômica do Nordeste*, v. 52, pp. 45–63, 2021.

SANTANA, A. C. de. Índice de desempenho competitivo das empresas de polpa de frutas do Estado do Pará. *Revista de Economia e Sociologia Rural*. Rio de Janeiro, v. 45, n. 3, pp. 749–775, jul./set. 2007.

SILVA, R. P. & VIAN, C. E. F. Padrões de modernização na agropecuária brasileira em 2006. *Revista de Economia Aplicada*, v. 25, p. 33-64, 2021.

SOUSA, E. P. & CAMPOS, A. C. Desempenho competitivo dos fruticultores cearenses em diferentes áreas irrigadas. *Revista Econômica do Nordeste*. Fortaleza, v. 41, n. 1, p. 155–166, 2010.

SOUSA, E. P.; SOARES, N. S.; ALVES, A. V. S. & SILVA, M. L. Competitividade da agricultura familiar nos municípios catarinenses. *Revista Eletrônica em Gestão, Educação e Tecnologia Ambiental*, v. 19, n. 2, pp. 760–774, 2015a.

SOUSA, E. P.; CORONEL, D. A.; BENDER FILHO, R. & AMORIM, A. L. Competitividade da agricultura familiar no Rio Grande do Sul. *Reunir: Revista de Administração, Ciências Contábeis e Sustentabilidade*, v. 5, n.1, p. 106–123, 2015b.

SOUSA, E. P. & MIRANDA, S. H. G. Competitividade dos produtores de melão na Área Livre de *Anastrepha grandis* no Nordeste brasileiro. *Revista de Ciências Agrárias (Lisboa)*, v. 41, n. 1, pp. 199–208, 2018.

SOUSA, E. P.; SOARES, N. S.; ALVES, A. V. S. & SILVA, M. L. Competitividade dos produtores de sisal da Bahia. *Revista Econômica do Nordeste*, v. 49, n. 3, pp. 39–49, 2018.

SOUZA, G. S.; GOMES, E. G. A stochastic production frontier analysis of the Brazilian agriculture in the presence of an endogenous covariate. In: PARLIER, G.; LIBERATORE, F.; DEMANGE, M. (Orgs.). *Operations research and enterprise systems*. 1st ed. Cham: Springer, n. 966, p. 3–14, 2019.

SOUZA, P. M.; FORNAZIER, A.; SOUZA, H. M. & PONCIANO, N. J. Diferenças regionais de tecnologia na agricultura familiar no Brasil. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, v. 57, n. 4, pp. 594–617, 2019.

SOUZA, P. M.; NEY, M. G. & PONCIANO, N. J. Análise da distribuição dos financiamentos rurais entre os estabelecimentos agropecuários brasileiros. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, Brasília, v. 53, n. 2, pp. 251–270, 2015.

SOUZA, R. F. & KHAN, A. S. A modernização da agricultura, classificação dos municípios e concentração da terra no estado do Maranhão. *Revista Econômica do Nordeste*, v. 32, n. 1, pp. 96–111, 2001.

STEGE, A. L. *Análise da intensidade agrícola dos municípios de alguns Estados brasileiros nos anos de 2000 e 2010*. Piracicaba, SP. 163 f. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Universidade de São Paulo, 2015.

TU, T. T. T.; HA, N. P. & YEN, T. T. H. Socio-economic impact of rural credit in northern vietnam: Does it differ between clients belonging to the ethnic majority and the minorities? *Asian Social Science*. v. 11, pp. 159–167, 2015.

VIEIRA FILHO, J. E. R. Heterogeneidade estrutural de la agricultura familiar en el Brasil. *Revista da Cepal*, v. 111, pp. 103-121, 2013.

VIEIRA FILHO, J. E. R. Transformação histórica e padrões tecnológicos da agricultura brasileira. In: BUAINAIN, A. M., et al. *O mundo rural no Brasil do século 21: a formação de um novo padrão agrário e agrícola*. Brasília, DF: Embrapa, 2014. Parte 3, cap. 2, pp. 395– 421.

VIEIRA FILHO, J. E. R. & FISHLOW, A. *Agricultura e Indústria no Brasil: inovação e competitividade*. Brasília: Ipea, 2017.

APÊNDICE A

Tabela 7 – Estatísticas descritivas das variáveis concernentes à agricultura patronal e familiar nos municípios nordestinos, 2017

Variáveis	Agricultura patronal				Agricultura familiar			
	Mínimo	Média	Máximo	CV* (%)	Mínimo	Média	Máximo	CV* (%)
V1	0,08	0,78	1,00	22,98	0	0,78	1,00	23,91
V2	0	0,14	0,81	38,71	0	0,09	0,84	114,81
V3	0	0,13	1,00	126,79	0	0,14	0,99	125,46
V4	0	0,56	1,00	48,46	0	0,56	1,00	50,86
V5	0,09	0,74	1,00	26,08	0,05	0,73	1,00	27,00
V6	0,70	4,25	140,67	138,08	0,76	2,58	5,98	23,25
V7	0,04	0,32	0,74	31,00	0	0,14	0,43	35,67
V8	0,73	84,47	0,89	426,84	0,87	6,06	44,43	71,81
V9	0	0,06	0,92	158,53	0	0,03	0,55	202,96
V10	0	57,05	0,93	553,05	0	2,31	34,17	109,81
V11	0	0,26	9,29	211,41	0	0,03	0,53	166,27

Fonte: elaboração própria com base no Censo Agropecuário de 2017. *CV corresponde ao coeficiente de variação.