

UFRRJ
INSTITUTO DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA
REGIONAL E DESENVOLVIMENTO

DISSERTAÇÃO

**Relação entre o PRONAF e a eficiência técnica da agricultura familiar brasileira:
uma abordagem via fronteira estocástica e econometria espacial**

RAYSSA DA VEIGA STOFELLES LOBO

2025



UNIVERSIDADE FEDERAL RURAL DO RIO DE JANEIRO
INSTITUTO DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA REGIONAL E
DESENVOLVIMENTO

RELAÇÃO ENTRE O PRONAF E A EFICIÊNCIA TÉCNICA DA
AGRICULTURA FAMILIAR BRASILEIRA: UMA ABORDAGEM VIA
FRONTEIRA ESTOCÁSTICA E ECONOMETRIA ESPACIAL

RAYSSA DA VEIGA STOFELLES LOBO

Sob a Orientação do Professor

Carlos Otávio de Freitas

e Coorientação do Professor

Lucas Siqueira de Castro

Projeto de Dissertação submetido como requisito parcial para obtenção do grau de **Mestre em Economia Regional e Desenvolvimento**, no Programa de Pós- Graduação em Economia Regional e Desenvolvimento, Área de Concentração em Economia Regional e Desenvolvimento

Seropédica, RJ
Abril de 2025

Universidade Federal Rural do Rio de Janeiro
Biblioteca Central / Seção de Processamento Técnico

Ficha catalográfica elaborada
com os dados fornecidos pelo(a) autor(a)

L799r Lobo, Rayssa da Veiga Stofeles, 1998-
 Relação entre o PRONAF e a eficiência técnica da
agricultura familiar brasileira: uma abordagem via
fronteira estocástica e econometria espacial / Rayssa
da Veiga Stofeles Lobo. - Seropédica, 2025.
 72 f.: il.

 Orientador: Carlos Otávio de Freitas.
 Coorientador: Lucas Siqueira de Castro.
 Dissertação(Mestrado). -- Universidade Federal
Rural do Rio de Janeiro, Programa de pós-graduação em
Economia Regional e Desenvolvimento, 2025.

 1. Agricultura familiar. 2. PRONAF . 3. Eficiência
técnica. 4. Fronteira estocástica de produção. 5.
Econometria espacial. I. Freitas, Carlos Otávio de ,
1987-, orient. II. Castro, Lucas Siqueira de, 1988-
coorient. III Universidade Federal Rural do Rio de
Janeiro. Programa de pós-graduação em Economia Regional
e Desenvolvimento. IV. Título.

**UNIVERSIDADE FEDERAL RURAL DO RIO DE JANEIRO
INSTITUTO DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS
CURSO DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA REGIONAL E
DESENVOLVIMENTO**

RAYSSA DA VEIGA STOFELLES LOBO

Dissertação submetida como requisito parcial para obtenção do grau de **Mestre em Ciências**, no Curso de Pós-Graduação em Economia Regional e Desenvolvimento, área de Concentração em Economia Regional e Desenvolvimento.

DISSERTAÇÃO APROVADA EM 30 de Abril de 2025.

Prof.º Dr.º Carlos Otávio de Freitas – UFES
(Orientador)

Prof.º Dr.º Lucas Siqueira de Castro – UFRRJ
(Co-orientador)

Prof.º Dr.º Mateus de Carvalho Reis Neves - UFV

Prof.º Dr.º Caio Peixoto Chain - UFRRJ

**Rio de Janeiro
2025**



TERMO Nº 576/2025 - PPGER (11.39.00.14)

(Nº do Protocolo: NÃO PROTOCOLADO)

(Assinado digitalmente em 08/07/2025 11:35)

CAIO PEIXOTO CHAIN

PROFESSOR DO MAGISTERIO SUPERIOR

DeptºAdP (12.28.01.00.00.00.06)

Matrícula: ###587#1

(Assinado digitalmente em 08/07/2025 12:33)

LUCAS SIQUEIRA DE CASTRO

PROFESSOR DO MAGISTERIO SUPERIOR

DeptCEcon (12.28.01.00.00.00.09)

Matrícula: ###289#3

(Assinado digitalmente em 08/07/2025 08:55)

CARLOS OTÁVIO DE FREITAS

ASSINANTE EXTERNO

CPF: ###.###.246-##

(Assinado digitalmente em 09/07/2025 01:44)

MATEUS DE CARVALHO REIS NEVES

ASSINANTE EXTERNO

CPF: ###.###.667-##

Visualize o documento original em <https://sipac.ufrrj.br/documentos/> informando seu número: **576**, ano: **2025**, tipo: **TERMO**, data de emissão: **08/07/2025** e o código de verificação: **8412b84fe7**

Agradecimento

O presente trabalho foi realizado com apoio da Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior – Brasil (CAPES) – Código de Financiamento 001.

Agradeço, primeiramente, a Deus, por tornar esta conquista possível e por me conduzir ao longo de toda a jornada, especialmente nos momentos mais difíceis.

Ao meu marido, Lohan Lobo, pelo amor, incentivo constante e apoio emocional incondicional. Obrigada por acreditar em mim mesmo quando eu duvidava e por estar ao meu lado em cada etapa deste processo.

Aos meus pais, Julio Stofeles e Eliane Stofeles, que, mesmo sem terem tido acesso ao ensino superior e sem conhecerem de perto o mundo acadêmico, sempre me ensinaram – com o olhar, com o exemplo e com o afeto – o valor de estudar, de persistir e de manter os pés no chão enquanto sonhamos alto.

Aos amigos que a caminhada no mestrado me trouxe companheiros de estudos, de conversas, de risos e de lágrimas, meu carinho e gratidão. Compartilhar os dias difíceis com vocês tornou a trajetória mais leve e menos solitária. Nosso afeto também é conhecimento.

Agradeço ao professor Carlos Otavio de Freitas, meu orientador, pela condução generosa e objetiva ao longo do trabalho, e ao professor Lucas Siqueira de Castro, coorientador, por suas contribuições valiosas. Ambos estiveram sempre presentes e disponíveis, especialmente diante da exigente adaptação do cronograma por conta da minha aprovação no doutorado.

Aos membros da banca, meu sincero agradecimento pela disponibilidade, pelas leituras atentas e pelas contribuições que enriqueceram este trabalho.

Sou especialmente grata ao professor Alexandre de Freitas, por acreditar em mim mais do que eu mesma e por caminhar ao meu lado, mesmo sem obrigação alguma. Sua generosidade e confiança fizeram diferença.

Aos professores do PPGER, minha gratidão pela dedicação e pelas trocas valiosas ao longo do curso. Em especial à professora Maria Viviana, que exerceu a coordenação com atenção e cuidado durante a maior parte da minha trajetória.

Agradeço também ao secretário Jorge Luiz Moreira (in memoriam), cuja gentileza permanece viva na memória, e à secretária Ana Beatriz Borges, sempre solícita e prestativa.

RESUMO

Esta dissertação investiga a influência dos recursos do Programa Nacional de Fortalecimento da Agricultura Familiar (PRONAF) sobre a eficiência técnica dos estabelecimentos da agricultura familiar no Brasil. Parte-se da hipótese de que a distribuição espacial dos municípios pode influenciar o desempenho produtivo, dada a possibilidade de interdependência regional. Utilizando dados do Censo Agropecuário de 2017, estima-se uma função de produção via fronteira estocástica, a partir da qual são obtidos escores de eficiência técnica para cada município. Em seguida, avalia-se o efeito do PRONAF sobre esses escores por meio de modelos econométricos, incluindo um modelo de defasagem espacial autorregressiva (SAR), com o objetivo de capturar efeitos diretos e indiretos associados à difusão regional da eficiência. Os resultados apontam para uma associação positiva entre o volume de recursos do PRONAF e a eficiência técnica, com destaque para o papel da assistência técnica na amplificação desse efeito. Ademais, verifica-se a existência de dependência espacial significativa, indicando que políticas públicas voltadas ao crédito rural podem ter impactos ampliados quando integradas a estratégias territoriais.

Palavras-chave: Agricultura Familiar, PRONAF, Eficiência Técnica, Fronteira Estocástica, Econometria Espacial.

ABSTRACT

This dissertation investigates the influence of Programa Nacional de Fortalecimento da Agricultura Familiar (PRONAF) resources on the technical efficiency of family farming establishments in Brazil. It hypothesizes that the spatial distribution of municipalities can influence productive performance, given the possibility of regional interdependence. Using data from the 2017 Agricultural Census, a stochastic frontier production function is estimated to obtain technical efficiency scores for each municipality. Subsequently, the effect of PRONAF on these scores is evaluated using econometric models, including a spatial autoregressive (SAR) model, to capture direct and indirect effects associated with the regional diffusion of efficiency. The results indicate a positive association between the volume of PRONAF resources and technical efficiency, highlighting the role of technical assistance in amplifying this effect. Furthermore, significant spatial dependence is observed, suggesting that public policies focused on rural credit can have amplified impacts when integrated with territorial strategies.

Keywords: Family Farming, PRONAF, Technical Efficiency, Stochastic Frontier, Spatial Econometrics.

SUMÁRIO

LISTA DE TABELAS	8
LISTA DE FIGURAS	8
1. Introdução.....	9
1.1. Considerações Iniciais.....	9
1.2. Problema e sua importância	10
1.3. Hipóteses	13
1.4. Objetivo Geral.....	13
1.4.1. Objetivos Específicos	13
2. Revisão de Literatura.....	13
2.1. Crédito Rural: Histórico e Consolidação do PRONAF no Brasil.....	14
2.2. Relação entre Crédito Rural e Produção.....	15
2.3. Relação entre Crédito Rural e Desenvolvimento Social	17
2.4. Relação entre Crédito Rural e Crescimento Econômico	19
2.5. Relação entre Crédito Rural e Eficiência técnica	20
3. Modelo Teórico	23
4. Metodologia.....	25
4.1. Análise exploratória de dados espaciais	26
4.1.1. Estatística I de Moran e LISA	27
4.2. Fronteira de produção estocástica	28
4.3. Modelo de Regressão com Defasagem Espacial (SAR).....	29
4.4. Base de dados	32
5. Resultados e discussão	33
5.1. Análise descritiva de dados	34
5.2. Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE).....	36
5.3. Função fronteira de produção estocástica.....	50
5.4. Estimativas dos determinantes da Eficiência Técnica	54
6. Conclusão	61
Referências	64

LISTA DE TABELAS

Tabela 1- Estatísticas descritivas das variáveis no modelo proposto	34
Tabela 2- Índice de Moran Global para variáveis do modelo segundo diferentes critérios de vizinhança espacial.....	40
Tabela 3- Índice de Moran segmentado por regiões (Matriz de pesos $k=3$)	42
Tabela 4- Resultado da fronteira de produção estocástica	53
Tabela 5- Eficiência Técnica das Regiões Brasileiras.....	54
Tabela 6- Comparativo das estimativas entre o modelo clássico (MQO) e o modelo espacial SAR....	60

LISTA DE FIGURAS

Figura 1- Representação das funções de produção média, dado um produtor hipotético, representado pela função D, e da função de produção estocástica, dada pela função C.....	25
Figura 2- - Mapa de Quantis da Distribuição da Eficiência Técnica dos Estabelecimentos Familiares	38
Figura 3- Mapa de quantis da distribuição dos recursos financeiros do PRONAF	39
Figura 4- Mapa de agrupamento univariado para a Eficiência Técnica	45
Figura 5- Mapa de Agrupamento univariado local para a variável PRONAF	48
Figura 6- Mapa de Agrupamento bivariado local para as variáveis PRONAF e Eficiência técnica ..	50

1. Introdução

1.1. Considerações Iniciais

O setor agropecuário brasileiro é de vital importância para a economia brasileira, constituindo-se como um dos principais motores de desenvolvimento econômico do país. Em 2023 o PIB do agronegócio¹ teve uma redução de aproximadamente 3%, justificados pela queda de preços em todos os segmentos. Ainda assim, diante do desempenho da economia brasileira como um todo, a participação do setor do agronegócio no PIB foi de 23,8% (Cepea/CNA, 2024). A relevância do setor também é evidenciada na geração de empregos no país. Segundo o Cepea e CNA (2023), a população ocupada no agronegócio brasileiro foi de 28,34 milhões de pessoas em 2023, representando um aumento de 1,2% se comparado ao ano anterior.

Além disso, o agronegócio foi responsável por 49% da pauta exportadora total brasileira em 2023 (MAPA, 2024). Atualmente, o Brasil é o terceiro maior exportador mundial de produtos agropecuários (TradeMap, ITC, 2023) e o maior exportador de soja, café, suco de laranja, açúcar, carne de frango e carne bovina (USDA, 2023).

Nesse contexto, a agricultura familiar² representa uma parte expressiva do agronegócio brasileiro, responsável por grande parte da produção de alimentos. Este setor não só contribui para a diversidade e qualidade dos produtos agrícolas, mas também desempenha um importante papel na sustentabilidade ambiental e na preservação das tradições culturais rurais. De um total de 5 milhões de estabelecimentos rurais no Brasil, aproximadamente 77% destes são do tipo familiar (Censo Agropecuário, 2017). Em termos de valor, o levantamento do Censo Agropecuário de 2017 trouxe que a receita da agricultura familiar foi de 106,5 bilhões de reais, o que representa 23% do total.

Até a década de 60, a política econômica brasileira se voltava para o projeto de industrialização do país. Nesse contexto, o setor agrícola era apenas gerador de renda, a partir

¹ Segundo o Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada - CEPEA Esalq/USP (2022), o agronegócio é tido como um feixe de cadeias produtivas, definidas como uma sequência coordenada que, a partir de insumos, chega à produção de matérias primas agropecuárias, ao seu processamento e à distribuição, no tempo e no espaço, aos consumidores de seus derivados. Em suma, o agronegócio é a soma de todas as operações que ocorrem antes, dentro e depois das porteiras das fazendas (ABAGRP; s.d.).

² De acordo com a Lei 11.326 (2006), para ser classificado como agricultura familiar o estabelecimento deve ser de pequeno porte (até 4 módulos fiscais); ter metade da força de trabalho familiar; a atividade agrícola no estabelecimento deve compor, no mínimo, metade da renda familiar; e ter gestão estritamente familiar (BRASIL, 2006).

das exportações de café, para tal objetivo. Em 1965, houve uma mudança no papel da agricultura no processo de desenvolvimento econômico brasileiro. O Sistema Nacional de Crédito Rural (SNCR), criado em 1965, surge do interesse em consolidar um novo padrão tecnológico na agricultura no Brasil visando estimular o incremento ordenado dos investimentos rurais; favorecer o custeio oportuno e adequado da produção e a comercialização dos produtos agropecuários; possibilitar o fortalecimento econômico dos produtores; incentivar a introdução de métodos racionais de produção, visando o aumento da produtividade e a melhoria do padrão de vida das populações rurais (DORNELAS, 2020).

Contudo, historicamente, o desenvolvimento da agropecuária brasileira ocorreu de forma a deixar a agricultura familiar à margem deste processo. Entre os anos 1965 e 1986 houve um estímulo maior à modernização da agropecuária com a implementação do SNCR. Porém, este crédito era destinado principalmente aos médios e grandes produtores, voltados à produtos para exportação, levando a uma expressiva concentração da renda e da posse da terra na agropecuária (ALMEIDA, 2012).

Diante deste cenário, emerge a necessidade de despender maior esforço no amparo aos pequenos produtores para atender as demandas deste segmento do setor agropecuário. Em 1995, foi criado pelo governo do brasileiro o Programa Nacional de Fortalecimento da Agricultura Familiar (PRONAF), oficializado em decreto em 1996. O PRONAF tem como objetivo promover o desenvolvimento do meio rural proporcionando aos agricultores familiares o aumento da capacidade produtiva, geração de emprego e aumento no nível da renda (GRESELE *et al.*, 2021).

O PRONAF permitiu o reconhecimento da importância do pequeno produtor, antes negligenciado pela política agrícola. O crédito rural, destinado ao pequeno produtor, não só funciona como um mecanismo de superação de dificuldades econômicas e sociais, mas também colabora para posicionar a atividade agrícola de forma estratégica, em que, principalmente nos pequenos e médios municípios brasileiros, age como eixo estruturante do desenvolvimento da economia.

1.2. Problema e sua importância

A agricultura familiar constantemente sofre com a escassez de recursos financeiros e, com isso, não consegue acessar tecnologias e inovações que permitiriam o agricultor obter maior desempenho produtivo. O PRONAF é um instrumento que permite aos agricultores acesso a tecnologias e inovação, melhoria da infraestrutura, capacitação técnica e,

consequentemente, é uma possibilidade para que os agricultores consigam aumentar sua eficiência técnica.

A eficiência técnica pode ser entendida como a forma que o capital e os insumos são combinados de forma ótima a atingir o produto máximo (LIMA, 2006). Portanto, a eficiência técnica de uma unidade produtiva é medida a partir da comparação entre os valores observados e os valores máximos que poderiam ser obtidos a partir da relação ótima entre insumos e produtos. Neste sentido, a eficiência técnica pode ser expressa como a razão entre a produção observada e a produção máxima possível ou a razão entre o nível mínimo de insumos requerível e o nível efetivamente empregado na produção. Nesta pesquisa, a eficiência técnica dos estabelecimentos agropecuários será utilizada como medida de desempenho produtivo.

Logo, ao fornecer crédito facilitado para investimentos em tecnologia e infraestrutura, o PRONAF pode ser um instrumento que permite a adoção de inovações, aumento da escala de produção, diversificação de atividades, e implementação de práticas sustentáveis além de promover uma gestão mais eficiente dos recursos, resultando em maior produtividade e resiliência agrícola.

Contudo, nem todos os produtores rurais acessam os recursos do programa. Segundo dados do Censo Agropecuário de 2017, apenas 15,7% dos estabelecimentos rurais tem acesso a políticas de crédito rural e, se considerado apenas o PRONAF, mesmo ocupando 77% das propriedades rurais no Brasil, apenas 15% destes agricultores têm acesso à política, aponta estudo do CPI/PUC-Rio (2023). Além disso, segundo Costa e Freitas (2018) há evidências que estabelecimentos beneficiados geralmente têm maior capital, maior área e contam com produtores com maiores níveis educacionais. Nesse contexto, a efetividade do PRONAF como política que impacta o nível de desempenho produtivo dos pequenos produtores é questionável uma vez que o esperado é que o programa atenda pequenas propriedades rurais com poucos recursos financeiros.

Entre os anos de 2017 e 2022, observou-se um crescimento no valor do PRONAF, entretanto, o número de contratos apresenta instabilidade. Considerando o intervalo de 2017 até 2019, houve queda de 13% no volume de financiamentos. O motivo seria o aumento do valor aplicado nestes, com valores superiores a R\$50 mil que representam 47% do total de 2018. Já os contratos abaixo de R\$30 mil, passaram de 46% em 2014 para 35% em 2018 (BOTELHO E SUELA, 2023; JUNIOR, 2021).

O problema distributivo dos recursos do PRONAF é evidenciado se observado regionalmente. Vários estudos constataam que as regiões mais desenvolvidas têm maior acesso

ao crédito (ZELLER E SCHIESARI, 2020). Desde a criação do PRONAF, a região Sul do país concentra a maior parte dos recursos repassados. No período de 2017 a 2021, os municípios sulistas receberam 56% dos recursos em relação ao total do Brasil. Porém, o maior número de contratos está na região Nordeste que recebeu apenas 14% dos recursos financeiros, deixando claro a discrepância regional no investimento do programa em termos financeiros (GAMBETTA E PEREIRA, 2023).

Há uma vasta literatura que busca identificar o impacto dos recursos do PRONAF sobre diversas variáveis, inclusive sobre a eficiência técnica e muitas delas objetivam também observar como tais recursos diferem a partir da distribuição do crédito nas diferentes regiões do país. De acordo com De Paiva Silva *et al.* (2000), a distribuição do PRONAF é mais intensiva em valor nos estados brasileiros que já apresentam maior eficiência tecnológica. Barbosa *et al.* (2013) obtiveram em seus resultados baixa eficiência técnica na maioria das microrregiões brasileiras e, além disso, encontraram o crédito rural como variável relevante na determinação da eficiência tecnológica. Similarmente, Freitas *et al.* (2020) também identificaram efeitos positivos do crédito rural sobre a eficiência técnica.

Porém, nem todos os trabalhos que relacionaram crédito rural e eficiência técnica encontraram relação positiva. Em um estudo feito para o estado da Bahia, Lima (2012) argumentou que, a partir de sua análise, o crédito rural não contribuiu na determinação do nível de eficiência dos municípios baianos. Cruz (2023) expôs, em seus resultados, que o impacto para os beneficiários do PRONAF B são menos eficientes que beneficiários de outras tipologias do programa e, ainda, tem um impacto negativo sobre a eficiência tecnológica.

Como mencionado anteriormente, muitos trabalhos já analisaram os determinantes da eficiência técnica nos estabelecimentos agropecuários brasileiros. Uma parte desses estudos se concentram em verificar o impacto dos créditos rurais e, mais especificamente, do PRONAF sobre a eficiência técnica dos agricultores familiares. Todavia, um fator relevante não é considerado nas estimações: a dependência espacial. Uma vez que o estudo é regional, torna-se pertinente supor que há interação entre os agentes ou, ainda, que fatores regionais como clima, solo e acesso aos mercados podem interferir em como um programa, o PRONAF, impacta o desempenho produtivo dos estabelecimentos rurais de cada região. Logo, é imprescindível capturar as variações regionais através da econometria espacial.

Ademais, a disseminação de práticas agrícolas, o compartilhamento de recursos e a infraestrutura comum além das características dos produtores, como condição em relação à terra, escolaridade, idade e outros, também repercutem na eficiência técnica de cada unidade

territorial analisada. Por isso, é importante identificar e analisar os padrões de dependência espacial, como *clusters* de eficiência e ineficiência.

1.3. Hipóteses

a) O volume de recursos do PRONAF aplicado nos municípios está positivamente associado à eficiência técnica dos estabelecimentos da agricultura familiar.

b) A eficiência técnica dos estabelecimentos agrícolas familiares exhibe dependência espacial, isto é, tende a ser similar entre municípios vizinhos.

1.4. Objetivo Geral

Analisar o impacto do PRONAF sobre a eficiência técnica de produção nos estabelecimentos de agricultura familiar do Brasil.

1.4.1. Objetivos Específicos

a) Medir a eficiência técnica dos estabelecimentos agropecuários familiares do Brasil;

b) Identificar os padrões de dependência espacial na eficiência técnica entre diferentes regiões agrícolas familiares;

c) Analisar os efeitos do PRONAF e de outros determinantes de eficiência sobre o desempenho produtivo das unidades produtivas familiares por meio da análise espacial dos municípios brasileiros;

2. Revisão de Literatura

A revisão bibliográfica aborda diferentes dimensões do crédito rural no Brasil, com ênfase no Programa Nacional de Fortalecimento da Agricultura Familiar (PRONAF). Os estudos foram divididos em cinco subseções. A primeira subseção aborda o contexto histórico e institucional que antecedeu a criação do PRONAF, bem como de sua posterior consolidação como principal política pública voltada à agricultura familiar. Em seguida, são discutidas as contribuições do crédito rural para a produção agrícola, com destaque para seus efeitos sobre o aumento da produtividade e o fortalecimento do setor agropecuário. Na terceira seção, analisam-se os impactos sociais do crédito, especialmente em relação à elevação da renda, à melhoria das condições de vida e à redução da pobreza entre os beneficiários do programa. O quarto eixo

examina os efeitos do PRONAF no desenvolvimento econômico regional, considerando seu papel na dinamização de economias locais e na redução das desigualdades territoriais. Por fim, discute-se a relação entre crédito rural e eficiência técnica dos agricultores familiares, com ênfase nas metodologias utilizadas pelas pesquisas e nos principais desafios para ampliar a produtividade no meio rural brasileiro.

2.1. Crédito Rural: Histórico e Consolidação do PRONAF no Brasil

Na década de 1960, teve início a política de crédito rural subsidiado com o Sistema Nacional de Crédito Rural (SNCR) criado pela Lei 4.829, de 5 de novembro de 1965, com o objetivo de apoiar investimentos agrícolas (da compra de equipamentos até a construção de infraestrutura), cobrir os custos de produção e comercialização da produção agrícola e aumentar a produtividade, entre outras metas. O SNCR representou a base da modernização da agricultura brasileira. De fato, permitiu uma transformação bem-sucedida dos ativos técnicos das propriedades rurais, o aumento da produtividade agrícola, a consolidação dos complexos agroindustriais, bem como a integração do capital agrícola às redes financeiras (LEITE, 2001).

No entanto, enquanto essa política impulsionava a agroindústria voltada para a exportação e baseada em novas tecnologias, a agricultura familiar permanecia à margem desse processo. Em outras palavras, a relevância dos pequenos produtores no abastecimento interno da população foi, em grande medida, desconsiderada (HAMPF, 2013).

Até meados dos anos 1990, o SNCR favorecia principalmente as médias e grandes propriedades das regiões Centro-Oeste e Sul, produtoras de café, soja, cana-de-açúcar, laranja e algodão (GRAZIANO DA SILVA, 2003; HELFAND, 2001). Sendo assim, a maior parte das propriedades rurais, principalmente familiares, não tinha acesso ao crédito.

O processo de modernização da agricultura brasileira provocou fortes impactos sobre a agricultura familiar, contribuindo para a concentração de terras e renda, intensificação do êxodo rural e agravamento de questões ambientais (GRAZIANO DA SILVA, 2003). Durante os anos 1980, esse segmento produtivo passou por um período de grande fragilidade, afetado por uma conjuntura econômica adversa caracterizada por estagnação, endividamento generalizado, inflação elevada e crises sucessivas. Nos anos 1990, esse cenário se agravou com a adoção de políticas de abertura econômica, integração regional e programas de privatização (BIANCHINI, 2015; GRISA, 2012; GHINOI *et al.*, 2018).

Com a transição democrática que se consolidou após o término do regime militar na década de 1980, os sindicatos, associações de trabalhadores rurais e grupos de agricultores

familiares se mobilizaram pela luta da reforma agrária, impulsionada pela expansão do Movimento dos Trabalhadores Rurais Sem Terra (MST) juntamente com a Confederação Nacional dos Trabalhadores na Agricultura (CONTAG), Movimento de Mulheres Camponesas (MMC) e da Central Única dos Trabalhadores (CUT) passou a incluir entre suas pautas uma política agrícola voltada às necessidades de trabalhadores e produtores familiares e fizeram a importante manifestação nomeada “Grito da Terra” que reivindicava melhores linhas de crédito (FERNANDES, 2009).

Como resultado da pressão do movimento sindical rural, em 1994, com o governo de Itamar Franco (1992–1995), foi criado o Programa de Valorização da Pequena Produção Rural (PROVAP), que se baseava quase exclusivamente em recursos do Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES). O objetivo do governo federal era impulsionar as atividades dos agricultores familiares.

Em 1995 houve uma reformulação do PROVAP tanto na questão da concepção quanto na área de abrangência. Assim, surgiu o Programa Nacional de Fortalecimento à Agricultura Familiar (PRONAF), cuja institucionalização ocorreu no decreto presidencial de nº 1.946 de 28/07/1996. O PRONAF aparecia com uma proposta diferente, englobando desenvolvimento sustentável dos agricultores familiares, gerando empregos e melhorando a renda, envolvendo tanto os governos quanto o setor privado (PRONAF, 2002).

2.2. Relação entre Crédito Rural e Produção

Muitos pesquisadores desenvolvem suas pesquisas a fim de descobrir e avaliar o efeito do crédito rural na agricultura. O PRONAF é foco de muitos destes trabalhos por se tratar de um importante instrumento de apoio à agricultura familiar no Brasil, impulsionando o desenvolvimento econômico e social no meio rural.

No que tange aos impactos do crédito rural sobre a produtividade em termos de produto ou valor, muitos autores elaboraram pesquisas com diferentes metodologias e resultados. Abramovay e Veiga (1998) realizaram uma pesquisa de campo em oito estados brasileiros, abrangendo 16 municípios, e concluíram que o valor total da produção agropecuária aumentou 30% em relação às safras que não recebiam do PRONAF. Também com o objetivo de avaliar o desempenho do PRONAF sobre a produção, Favero e Alves (2002) fizeram 15 entrevistas na região do Agreste pernambucano. Os agricultores entrevistados afirmaram que houve aumento tanto da área plantada quanto no número de empregos rurais. Com metodologia semelhante, Magalhães *et al.* (2005) elaboraram um estudo com base em um questionário feito para 4.500

agricultores de Pernambuco, em que 2/3 destes eram beneficiários do PRONAF e 1/3 não. No entanto, a pesquisa revelou um impacto negativo sobre o valor da produção por hectare e apenas foi positivo para o grupo de maior renda.

De forma mais ampla, Gazolla e Schneider (2013) procuram analisar e determinar de que forma o PRONAF fortalece a agricultura familiar. O estudo utilizou uma metodologia qualitativa por meio da aplicação de entrevistas com agricultores familiares e instituições de desenvolvimento rural na região do Médio Alto Uruguai, no Rio Grande do Sul. O estudo concluiu que o Programa possui uma lógica dual: por um lado, ele financia as atividades de produção tradicionais dos agricultores, como grãos e commodities agrícolas; por outro, promove a diversificação econômica das atividades produtivas, abrangendo pequenas criações, cultivos e alimentos básicos para o consumo familiar.

Direcionado apenas para o estado do Tocantins, Pereira e Nascimento (2014) procuraram avaliar o impacto do PRONAF sobre a produção agrícola familiar, principalmente no que diz respeito à diferença entre a capacidade produtiva e a produção agropecuária efetiva. Para tal, foi empregada a Regressão Linear pela média (RLM) e a Regressão Quantílica. Os dados foram extraídos do Censo Agropecuário de 2006, da Secretaria de Agricultura Familiar e do Ministério de Desenvolvimento Agrário. Os resultados obtidos mostraram que o PRONAF foi relevante para a consolidação e legitimação da agricultura familiar no Brasil, diferenciando-se das políticas anteriores que favoreciam grandes propriedades. As análises mostraram que o crédito do PRONAF impulsionou a produção vegetal e animal da agricultura familiar, essencial para a produção total do setor agrícola do estado.

Em uma análise do impacto do crédito rural, sem olhar para o caso específico do PRONAF, Gasques *et al.* (2017) examinaram os efeitos do crédito rural no valor bruto da produção (VBP) agrícola, no PIB do agronegócio e na produtividade total dos fatores. Para isso, foram utilizados modelos de Função de Transferência, abrangendo o período de 1996 a 2015. Durante esse tempo, ocorreram mudanças significativas no crédito rural, como a redução das taxas de juros, maior disponibilidade de recursos e a implementação do PRONAF. Os dados sobre o crédito rural, incluindo financiamentos para produtores, cooperativas e o PRONAF, foram obtidos do Banco Central do Brasil. Os principais resultados indicaram que um aumento de 1% no crédito rural resultou em um impacto de 0,4% sobre o VBP, 0,19% sobre o PIB do agronegócio, 0,18% sobre o PIB da agropecuária e 0,12% sobre a PTF.

Tendo em vista avaliar se o PRONAF tem efeito positivo sobre a produção do tipo agricultura familiar, Maia *et al.* (2020) desenvolveram um estudo com abordagem quase-

experimental em que aplicou-se o método de correspondência de escore de propensão. Resultados deste estudo mostraram um impacto positivo nos valores de produção dos agricultores familiares para todas as regiões do Brasil. O impacto se mostrou ainda maior nas regiões mais pobres. Entretanto, a eficácia do crédito está aliada à existência de uma infraestrutura no mínimo básica para facilitar o acesso ao mercado. Os autores concluíram que o PRONAF pode ser uma política que diminui as desigualdades uma vez que tem um efeito maior nas regiões mais pobres.

Concentrando-se no estado do Rio Grande do Sul, Torres *et al.* (2022) avaliaram os impactos do crédito rural na produtividade agrícola, analisando os recursos contratados através do PRONAF e do PRONAMP no período de 2013 a 2019. Utilizando dados do Banco Central do Brasil (BACEN) para os contratos de crédito e dados do mercado de trabalho agropecuário da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS), bem como informações sobre a área plantada municipal fornecidas pelo IBGE, os autores aplicaram as metodologias de Panel Corrected Standard Errors (PCSE) e Panel Vector Autoregression (PVAR) aos municípios do Rio Grande do Sul. Os resultados indicaram que o crédito rural tem um impacto limitado no aumento da produtividade agrícola, em parte devido à subutilização dos recursos e à predominante destinação dos créditos para custeio de safra. Por outro lado, constatou-se que a maior demanda por crédito esteve associada à expansão da área plantada. Além disso, a expansão da área cultivada tendeu a reduzir inicialmente a rentabilidade agrícola, pois essa expansão frequentemente ocorre em áreas menos produtivas.

Machado *et al.* (2024) buscaram mensurar os impactos do acesso ao PRONAF no desempenho da agricultura familiar, avaliando a rentabilidade, o Valor Bruto da Produção (VBP) e a produtividade parcial da mão de obra. A análise abrangeu tanto a agricultura familiar de modo geral quanto as tipologias específicas do PRONAF (V e B), com base nos dados do Censo Agropecuário de 2017. Utilizou-se o balanceamento por entropia para a análise do tratamento e o modelo de mínimos quadrados ponderados para mensurar os impactos. Os resultados evidenciaram a necessidade de uma análise desagregada, devido às diferenças entre as tipologias PRONAF V e PRONAF B. Especificamente, os agricultores do PRONAF B apresentaram impactos negativos, sugerindo uma possível utilização inadequada do crédito por parte desse grupo.

2.3. Relação entre Crédito Rural e Desenvolvimento Social

Outros trabalhos trazem enfoque para o impacto do crédito sobre questões sociais e de bem-estar da população rural. Gasques *et al.* (2005) procuram responder a questão-problema se o PRONAF estaria relacionado com a taxa de crescimento do crédito e populacional rural. Para este último, a pesquisa revelou que há baixa probabilidade de haver relação de influência.

Guanziroli (2007) fez uma avaliação dos resultados do PRONAF sobre a renda e melhorias nas condições de vida rural, durante o período de 10 anos que antecedeu a pesquisa. Para compreender a eficiência e eficácia do programa, o autor comparou a liberação do crédito com o custo para o Tesouro, além de estudar as supostas concentrações de recursos em determinadas regiões. Ademais, o estudo fez um resumo para 13 avaliações do programa realizadas neste período. A conclusão indicou que o programa teve um impacto significativo na agricultura brasileira, especialmente na década de 1990 e entre 2000 e 2005, ao possibilitar que os agricultores familiares investissem em suas atividades e ampliassem as áreas plantadas. No entanto, apesar desses benefícios evidentes, as avaliações até o presente momento não forneceram resultados conclusivos quanto ao impacto do PRONAF na renda e na melhoria do padrão de vida da população rural beneficiada.

Através de um questionário aplicado a 45 beneficiários e 45 não beneficiários em três municípios, Damasceno *et al.* (2011) criaram um Índice de Sustentabilidade (IS) e analisaram o impacto do PRONAF na capacidade das famílias se sustentarem com a renda da agricultura familiar no Ceará. O estudo concluiu que o índice de Desenvolvimento Econômico-Social é fortemente influenciado por indicadores de saúde e habitação para ambos os grupos. Os beneficiários acumulam mais capital, mas ambos têm baixos índices de preservação ambiental. O acesso às políticas públicas é médio para beneficiários e baixo para não beneficiários. A sustentabilidade do trabalho rural é baixa para ambos. A renda agropecuária e total anual das famílias não beneficiárias é maior, mas a renda agropecuária por hectare dos beneficiários é superior.

Ao analisar os efeitos do PRONAF sobre a pobreza, Batista e Neder (2015) fizeram uso do índice Foster-Greer-Thorbecke (FGT), uma medida amplamente utilizada para calcular a incidência, a profundidade e a severidade da pobreza. Esse índice permite decompor a pobreza em diferentes níveis, avaliando não apenas quantas pessoas estão abaixo da linha de pobreza, mas também quão pobres são e quão distantes estão dessa linha. Em conjunto com o modelo de painel dinâmico GMM-Sistema, os autores estimaram as relações entre PRONAF e renda, e PRONAF e desigualdade. Os resultados indicaram que a elevação da renda per capita e a diminuição da desigualdade de renda tendem a reduzir a pobreza. Contudo, o impacto do

PRONAF sobre as variáveis renda e desigualdade depende das especificidades socioeconômicas das unidades de observação. De modo geral, o estudo concluiu que os gastos do PRONAF impactaram a pobreza de maneira indireta, promovendo a elevação da renda média e a redução da concentração de renda.

Neves *et al.* (2020) buscam estimar o impacto do crédito rural sobre a desigualdade de renda entre os produtores agrícolas brasileiros. Para tal, os autores utilizaram dados da PNAD de 2014 do IBGE e realizaram a regressão quantílica incondicional e o conceito de influência recentrada (RIF). A pesquisa revelou que o crédito rural foi capaz de aumentar a renda, porém, também aumentou a desigualdade de renda. E, no que diz respeito especificamente ao PRONAF, este tem menor influência sobre a desigualdade frente a outras políticas de crédito rural.

Já Vieira *et al.* (2021) investigaram os efeitos do PRONAF sobre o bem-estar financeiro e a qualidade de vida a partir da percepção dos próprios beneficiários do programa. Para isso, foram entrevistados 263 beneficiários distribuídos em 25 municípios do Rio Grande do Sul e realizou-se uma análise por meio de estatística descritiva e de cluster, com base nas informações coletadas. Os resultados mostraram que o PRONAF na região estudada tem contribuído para melhorar as condições produtivas e a qualidade de vida das famílias, embora certos aspectos ambientais ainda necessitem de aprimoramento. No entanto, o bem-estar financeiro dessas famílias é considerado intermediário, sugerindo a necessidade de medidas estratégicas.

O estudo de Trenchini e Freitas (2024) destacou os municípios da região Serrana em comparação com outros municípios do estado do Rio de Janeiro, caracterizados pela produção familiar. A pesquisa buscou verificar os efeitos do acesso ao PRONAF nos níveis de renda, emprego, produtividade e sustentabilidade fluminenses. Para atingir esse objetivo, foram utilizados modelos econométricos baseados no método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e na regressão quantílica, complementados por uma análise fatorial de dados para conceber um Índice de Desenvolvimento Regional Sustentável Rural (IDRSR). A análise baseou-se em dados do censo agropecuário de 2017 e do Banco Central do Brasil (BACEN). Os resultados indicaram que o crédito via PRONAF teve um impacto positivo nas variáveis de emprego, renda e produtividade, mas apresentou uma correlação negativa com o IDRSR, sugerindo que, apesar dos benefícios econômicos imediatos, existem desafios em termos de sustentabilidade regional que precisam ser abordados.

2.4. Relação entre Crédito Rural e Crescimento Econômico

Para a análise do efeito do PRONAF sobre variáveis de desenvolvimento, Rodrigues e Silva (2018) objetivaram calcular a interação entre os investimentos do PRONAF e o desenvolvimento rural a partir de um índice de desenvolvimento rural (IDR) de autoria própria. O trabalho levou em consideração a dependência espacial que pode existir entre os municípios vizinhos e, por isso, adotou como método a Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE) bivariada. O estudo evidenciou a predominância de aglomerações com valores semelhantes, tanto para os mais baixos quanto para os mais altos. Destaca-se ainda que as aglomerações do tipo Baixo-Baixo foram predominantes, ou seja, aquelas em que municípios com baixo IDR são circundados por municípios também abaixo da média.

Dirigido pelo objetivo de investigar o impacto do PRONAF no desenvolvimento econômico da região da Zona da Mata, em Minas Gerais, Rodrigues (2018) verificou os impactos do PRONAF no PIB total e setorial. Os dados utilizados foram extraídos das séries históricas do Datagerais (1999-2012), disponíveis no banco de dados da Fundação João Pinheiro-MG, bem como da Secretaria de Agricultura Familiar, vinculada ao Ministério do Desenvolvimento Agrário (MDA). A metodologia empregada foi a análise de dados em painel com efeitos fixos, visando medir a elasticidade do PIB e dos valores agregados setoriais em relação ao volume de recursos contratados pelo PRONAF. Os resultados indicaram que o programa exerceu um impacto positivo sobre o produto mesorregional, sendo que a magnitude desse impacto em cada município está diretamente relacionada a fatores institucionais, históricos e econômicos.

Com o mesmo objetivo, porém para os municípios paranaenses entre 2012 e 2016, Gresele *et al.* (2021) aplicaram os dados retirados do Banco Central do Brasil (BACEN) e do Iparde e foram utilizados os softwares SPSS, Qgis e Stata para a análise. Os principais resultados mostraram a existência de quatro agrupamentos e, em três destes, o PRONAF teve efeito significativo e positivo sobre o Produto Interno Bruto (PIB) *per capita* municipal.

Com foco no desenvolvimento rural, Silveira *et al.* (2024) analisaram a influência do PRONAF em Minas Gerais entre 2006 e 2017. Utilizando o Índice de Desenvolvimento Rural (IDR), elaborado por meio de análise fatorial, e a análise qualitativa comparativa (QCA), avaliaram as condições de desenvolvimento rural associadas ao programa. Os resultados mostraram que, apesar das melhorias econômicas nos estabelecimentos familiares e do avanço do IDR em algumas microrregiões, o PRONAF não foi suficiente para impulsionar o desenvolvimento rural em Minas Gerais de forma abrangente.

2.5. Relação entre Crédito Rural e Eficiência técnica

Há um significativo número de estudos que investigam o impacto do PRONAF sobre a eficiência técnica da agricultura familiar no Brasil. Vários artigos exploram como o PRONAF, ao fornecer crédito e apoio técnico, influencia a eficiência técnica dos agricultores familiares, permitindo-lhes melhorar suas práticas agrícolas, aumentar a produtividade e, consequentemente, a sustentabilidade de suas atividades. Silva *et al.* (2008) fizeram uma análise da eficiência técnica dos agricultores familiares, comparando-a à distribuição do PRONAF pelos estados brasileiros. Os autores utilizaram da análise fatorial para definir o Índice de Tecnologia (IT) dos estados. O resultado identificou que há maior intensidade na distribuição dos recursos do PRONAF para os agricultores que apresentam maior eficiência tecnológica.

Barbosa *et al.* (2013) objetivaram mensurar os escores de eficiência técnica agropecuária das microrregiões brasileiras bem como identificar seus determinantes. Para tal, foram utilizados os métodos de análise envoltória dos dados (DEA) e de regressão quantílica, com a base de dados do Censo Agropecuário (2006). Dentre os principais resultados desta pesquisa, constatou-se que a maioria das microrregiões do país têm baixa eficiência técnica na produção e, quanto aos seus determinantes, o crédito rural é variável relevante bem como a assistência técnica, adubação e mão de obra familiar para todos os quantis estimados.

Coelho e Bragagnolo (2024) trouxeram a especificidade da produção da Cana-de-açúcar na pesquisa em que buscou-se mensurar a eficiência técnica e identificar as variáveis que têm maior influência sobre ela. O estudo se restringiu aos polos de produção nas regiões sudeste e centro-oeste e fez uso do método de análise envoltória de dados (Data Envelopment Analysis – DEA), por meio de dados do Censo Agropecuário de 2017 e da Agência Nacional do Petróleo, Gás Natural e Biocombustíveis. Os resultados mostraram que as mesorregiões de Ribeirão Preto e São José do Rio Preto apresentam eficiências maiores que as médias dos seus estados. Além disso, as variáveis de crédito rural, agricultura familiar e escolaridade se mostraram significantes na determinação da eficiência técnica da produção.

Muitas das vezes a eficiência técnica de produção é calculada utilizando o método de fronteira estocástica. A fronteira estocástica é uma técnica econométrica que permite medir a eficiência técnica ao comparar a produção observada com a produção potencial máxima, levando em conta fatores aleatórios que podem afetar o desempenho produtivo (AIGNER *et al.* 1977; CHAMBER, 1988). Diversos artigos aplicaram essa metodologia para avaliar como o crédito rural, ou o PRONAF, de forma específica, influencia a capacidade dos agricultores familiares de otimizar o uso de seus recursos e maximizar a produção. Lima (2012) fez sua dissertação de mestrado analisando o impacto do crédito rural na eficiência técnica da

agropecuária dos municípios do estado da Bahia. Para tal, utilizou-se os modelos de Mínimos Quadrados Ordinários e Fronteira Estocástica a partir de dados do Censo Agropecuário de 2006. Os resultados mostraram que o crédito rural não foi relevante na determinação do nível de eficiência técnica dos municípios baianos que, por sua vez, mostraram ser altamente eficientes.

Com o objetivo de verificar os efeitos do crédito rural e da extensão rural sobre a eficiência técnica dos estabelecimentos rurais do Brasil, Costa e Freitas (2018), utilizando os microdados do Censo Agropecuário de 2006, adotaram a metodologia de fronteira estocástica de produção e a técnica de balanceamento por entropia. Em seus resultados, os autores encontraram que o crédito e a extensão rural foram relevantes para o aumento da eficiência técnica. Além disso, foi confirmada a hipótese de sinergia entre as duas políticas, pois os estabelecimentos que tem acesso as duas políticas simultaneamente apresentaram maior eficiência técnica se comparado aos demais.

Em um estudo mais direcionado aos efeitos do crédito, Freitas *et al.* (2020) buscaram, em seu trabalho, identificar efeitos do crédito rural total, do PRONAF e de outras fontes sobre duas variáveis de desempenho produtivo, valor da produção e eficiência técnica. A estratégia empírica utilizada combinou pareamento amostral, efeito de tratamento pelo balanceamento por Entropia e a abordagem da fronteira estocástica de produção, para obtenção dos escores de eficiência técnica. O estudo resultou na identificação de efeitos positivos das três fontes de créditos consideradas pela pesquisa, tanto sobre o valor da produção, quanto sobre a eficiência técnica dos estabelecimentos. Ademais, um maior impacto foi observado nos casos de outras fontes ou programas de crédito rural que não o PRONAF.

Na tese de Cruz (2023), foi analisado o impacto do PRONAF sobre a eficiência técnica de seus beneficiários. A pesquisa utilizou dados agregados em nível municipal, disponíveis no Sistema IBGE de Recuperação Automática (SIDRA), e aplicou o modelo de fronteira estocástica para estimar os escores de eficiência técnica. Esses escores foram então utilizados como variáveis de resultado no pareamento por escore de propensão (PSM). Os resultados das estimações mostraram os beneficiários do PRONAF B se mostraram menos eficientes do que os demais PRONAFianos e não PRONAFianos. Além disso, o impacto do crédito rural do PRONAF B sobre a eficiência técnica foi negativo, indicando que o agricultor familiar não consegue aumentar seu nível de eficiência técnica a partir do crédito recebido.

Embora diversos estudos tenham analisado o impacto do PRONAF sobre a eficiência técnica da produção familiar, nota-se que nenhum deles, até o momento, considerou simultaneamente a dependência espacial da eficiência técnica e combinou métodos de

econometria espacial com o método de fronteira estocástica em suas análises. A importância de incorporar a dependência espacial se dá porque a eficiência técnica de uma unidade produtiva pode ser influenciada pelas eficiências das unidades vizinhas devido a fatores como compartilhamento de conhecimentos, práticas agrícolas similares e condições ambientais.

3. Modelo Teórico

Para compreender as bases da eficiência tecnológica, é fundamental explorar a teoria da produção e do custo. Esta teoria se concentra em como as empresas combinam diferentes fatores de produção buscando determinar a combinação de insumos que resulte na produção máxima possível, levando em conta as restrições tecnológicas (REIS, 1992). Logo, o nível máximo de produto que pode ser alcançado por determinada empresa a partir da combinação de insumos é a fronteira de produção, descrita em uma função de produção que será melhor elucidada mais adiante nessa mesma seção.

O desempenho de uma unidade produtiva pode ser avaliado de acordo com três critérios: eficácia, eficiência e produtividade (KASSAI, 2002). Segundo Batista (2009), a eficácia relaciona-se ao cumprimento das metas previamente estabelecidas e não considera os recursos utilizados para tal. A eficiência, muitas vezes confundida com a eficácia, compara o que foi efetivamente produzido com o que poderia ter sido produzido empregando os mesmos recursos produtivos. Por fim, a produtividade pode ser compreendida como a razão entre o produto final e o custo de produzi-lo (BATISTA, 2009).

De acordo com a definição de Pareto-Koopmans, uma firma é eficiente se, e somente se, nenhum *input* puder ser reduzido sem reduzir também os *outputs* ou se nenhum *output* puder ser aumentado sem aumentar também os *inputs* (Equação 1) (DAO, 2013).

$$Eficiência = \frac{P}{P_{max}} \quad (1)$$

em que: P corresponde à produtividade atual de uma firma; P_{max} é a produtividade máxima que pode ser alcançada por uma firma.

A medida de eficiência é decomposta em dois tipos: técnica e alocativa. Quando combinados, resultam na eficiência econômica que relaciona o valor dos produtos com o valor dos insumos, sendo uma medida de aspecto monetário (FARREL, 1957). A medida de eficiência técnica diz respeito à capacidade de uma firma atingir um nível máximo de produto possível, dado certo volume mínimo de insumos (CHEBIL *et al.*, 2016). Já a eficiência

alocativa, ao invés de uma quantidade mínima de insumos, se preocupa com a combinação de insumos que minimiza os custos de produção, ou seja, custos mínimos e, ao invés de produto máximo, focaliza o lucro máximo (BRIGATTE *et al.*, 2011; SANTOS E TAVARES, 2018).

Contudo, no que tange à eficiência técnica, as empresas se diferem na sua capacidade de transformação de insumos em produtos. Logo, há empresas mais eficientes que outras (RICHETTI e REIS, 2003). O mais alto nível de produtividade que poderia ser alcançando através de determinada combinação de recursos é denominado como fronteira de produção. Além disso, a diferença entre o produto obtido e a fronteira de produção, pode ser definido como uma medida de ineficiência (FREITAS, 2014).

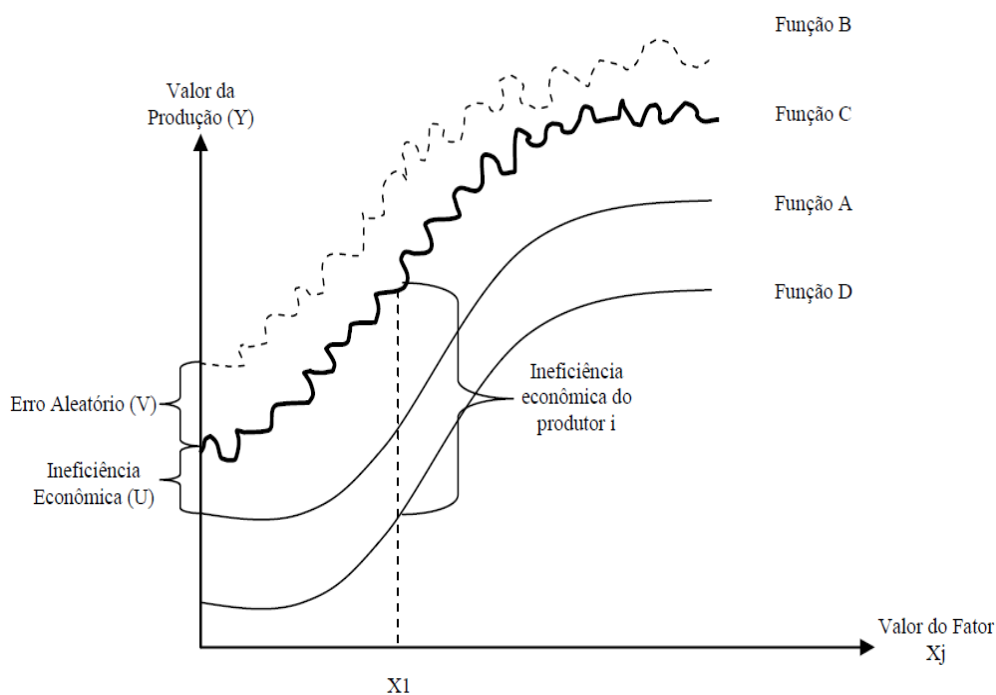
A estimativa da função fronteira de produção pode ser realizada utilizando duas diferentes metodologias: a paramétrica e a não paramétrica. A abordagem paramétrica assume uma forma funcional específica para explicar os níveis de eficiência das empresas e utiliza métodos econométricos na determinação da fronteira de produção e a distribuição das ineficiências. Já a não paramétrica não assume forma funcional da função de produção. Em vez disso, utiliza métodos como a Análise Envoltória de Dados (DEA) para construir a fronteira de produção a partir dos dados observados (THIRY e TULKENS; 1989).

Neste trabalho, a abordagem adotada será a paramétrica que, por sua vez, possui duas subdivisões: fronteira paramétrica determinística e fronteira paramétrica estocástica. A primeira, assume que todas as variações no produto final são resultado de ineficiências na produção. Enquanto a estocástica separa o termo de erro em duas partes: uma que captura a ineficiência técnica e outra que captura os efeitos aleatórios representando choques exógenos, erros de medida, etc. (THIRY E TULKENS, 1989). A fronteira estocástica de produção é a mais apropriada para setores como a agropecuária, onde fatores climáticos e outras aleatoriedades afetam a produção (COELLI *et al.*, 2005; HADLEY, 2006). Portanto, o método utilizado neste estudo será o paramétrico da fronteira estocástica de produção, uma vez que pretende-se obter a eficiência técnica dos estabelecimentos agropecuários considerando a existência de efeitos aleatórios na produção.

A Figura 1 traz a representação gráfica do modelo e pode ser analisada da seguinte maneira: a “Função A” é uma função estimada a partir de certa amostra. A parte do termo de erro que representa a ineficiência econômica do produtor (U) mais a porção do erro resultante de aleatoriedades (V), soma o erro composto, gerando uma “Função B”. Se subtrair da “Função B” o erro aleatório (V), a diferença é a fronteira de produção (Função C). A distância entre cada produtor (Função D) e a fronteira de produção (Função C) é a medida de ineficiência. Portanto,

a empresa que a produção estiver sobre a fronteira de produção dado certo nível de recursos, terá um escore de eficiência igual a 1. Quanto mais abaixo da fronteira de produção, menor será o escore, podendo chegar a 0 (LIMA, 2006).

Figura 1- Representação das funções de produção média, dado um produtor hipotético, representado pela função D, e da função de produção estocástica, C.



Fonte: Lima (2006)

A estimação da fronteira de produção apresentada na Figura 1 leva em consideração a eficiência técnica e os efeitos aleatórios que impactam a produção agropecuária. No entanto, estes elementos podem ser espacialmente correlacionados levando a vieses significativos na análise. Assim, nas seções seguintes, será discutido como o viés espacial será integrado na estimação da fronteira de produção. Essa abordagem permitirá uma avaliação mais precisa da eficiência técnica das unidades produtivas, reconhecendo a importância das interações espaciais.

4. Metodologia

A estratégia metodológica adotada desenvolveu-se em três etapas principais. Primeiramente, realizou-se uma Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE), com foco nas principais variáveis do modelo, especialmente a eficiência técnica, a fim de investigar a presença de padrões de dependência espacial entre os municípios. Na segunda etapa, estimou-

se uma função de produção via fronteira estocástica sem incorporar, nesse momento, qualquer estrutura de dependência espacial, possibilitando a obtenção dos escores de eficiência técnica. Por fim, na terceira etapa, buscou-se avaliar o impacto do PRONAF sobre a eficiência técnica dos estabelecimentos da agricultura familiar por meio de uma regressão econométrica. Inicialmente, estimou-se um modelo clássico de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), e, em seguida, procedeu-se à estimação de um modelo SAR (*Spatial Autoregressive Model*), no qual a variável dependente eficiência técnica foi considerada com defasagem espacial, permitindo captar os efeitos indiretos e a autocorrelação espacial da eficiência entre os municípios.

4.1. Análise exploratória de dados espaciais

A dependência ou heterogeneidade são efeitos espaciais que podem ser nocivos nas estimações quando não considerados. A econometria espacial, por sua vez, se diferencia da econometria convencional por incorporar tais efeitos nas regressões. Segundo a Primeira Lei da Geografia, de Tobler (1970): “Todas as coisas estão relacionadas entre si, mas coisas próximas são mais relacionadas que coisas distantes.”. Logo, na dependência espacial, o valor de uma variável y_i , em certa região i , depende do valor dessa mesma variável nas regiões próximas y_j , além de um conjunto de variáveis explicativas exógenas (ALMEIDA, 2012). Já a heterogeneidade espacial, por sua vez, procede da instabilidade estrutural ao longo das regiões, fazendo com que haja diferentes respostas a depender da localidade ou da escala espacial. Ou ainda, por erro de medida nos dados ou má especificação do modelo econométrico.

Tendo em vista os efeitos espaciais, a análise exploratória de dados espaciais (AEDE) é realizada para que a especificação dos modelos econométricos seja feita de forma adequada. A AEDE permite conhecer melhor os dados que serão trabalhados através de um conjunto de técnicas e processos para descrever e visualizar distribuições espaciais, localidades atípicas (*outliers* espaciais), descobrir padrões de agrupamentos (*clusters* espaciais) e sugerir diferentes regimes e outras formas de instabilidades espaciais (ALMEIDA, 2012; ANSELIN, 1999).

Para verificar a existências de padrões espaciais é imprescindível empregar uma matriz de vizinhança, a fim de realizar as defasagens espaciais das variáveis exógenas. Será escolhida a matriz que capturar a maior autocorrelação espacial entre as regiões segundo o procedimento de Baumont (2004) em que, primeiro estima-se o modelo clássico de regressão linear (MQO), depois testam-se os resíduos desse modelo para a autocorrelação espacial, usando o I de Moran (MORAN, 1948) para diferentes matrizes W . Por fim, seleciona-se a matriz que tenha gerado o maior valor de teste I de Moran e que seja significativo estatisticamente.

4.1.1. Estatística I de Moran e LISA

Partindo para as técnicas de análise da AEDE, a estatística I de Moran Global Univarida, formulada em 1948, é um coeficiente de associação linear do tipo cruzado, padronizado por dois termos. O primeiro termo refere-se à variância dos dados de interesse, enquanto o segundo termo expressa a configuração espacial dos dados (ODLAND, 1988). A estatística I de Moran considera uma dupla somatória, onde todos os elementos da matriz de pesos espaciais (W) são somados, o que indica a densidade dessa matriz de pesos. Em essência, a estatística I de Moran é fundamentada nas somas de produtos cruzados dos valores da variável de interesse (representados por (Y_i)) para regiões vizinhas, seguindo um critério de vizinhança definido pela matriz de pesos espaciais (W). Esse processo permite avaliar a autocorrelação espacial global dos dados, identificando se há agrupamentos espaciais significativos ou se os valores estão distribuídos de maneira aleatória na área de estudo. Algebricamente, a estatística é dada por:

$$I = \frac{n}{S_0} \cdot \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} z_i z_j}{\sum_{i=1}^n z_i^2} \quad (2)$$

onde i e j representam duas regiões quaisquer.

Matricialmente:

$$I = \frac{n}{S_0} \cdot \frac{z' W z}{z' z} \quad (3)$$

onde: n é o número total de regiões; z é a variável de interesse normalizada; W é a matriz de pesos espaciais; $S_0 = \sum_i \sum_j w_{ij}$.

O I de Moran Global pode ter valor negativo ou positivo. Valores positivos indicam que os valores da variável de interesse (y) em uma localidade são próximos dos valores da mesma variável (y) nas localidades vizinhas (W_y). No caso de valores negativos, há indicação de dissimilaridade entre os valores observados do atributo de interesse, neste caso valores altos em uma região possivelmente estão rodeados por valores baixos nas regiões vizinha e vice e versa. Além da análise do sinal, quanto mais próximo de 1 o valor da estatística, mais forte a concentração, quanto mais próximo de -1, maior a dispersão entre os dados (ALMEIDA, 2012).

Para capturar os padrões locais de autocorrelação, Anselin (1995^a) propôs o “*Local Indicator of Spatial Association (LISA)*” que decompõe o indicador global de autocorrelação

na contribuição local de cada observação em quatro categorias (Alto-Alto, Baixo-Baixo, Alto-Baixo e Baixo-Alto) (ALMEIDA, 2012).

A estatística LISA deve atender dois critérios: gerar indicadores individuais locais para os clusters espaciais com significância estatística; o somatório dos indicadores locais deve ser proporcional ao global (ANSELIN, 1992). Essa estatística pode ser estabelecida como:

$$I_{(i)} = \frac{(y_i - \bar{y}) \sum_{j=1}^n (y_j - \bar{y})}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2} \quad (4)$$

Ou, na forma padronizada:

$$I_i = z_i \sum_j^n w_{ij} z_j \quad (5)$$

em que z_i e z_j são as variáveis padronizadas; w_{ij} é o peso espacial entre as regiões i e j .

4.2. Fronteira de produção estocástica

A fronteira estocástica, ou modelo de erro composto, proposto por Aigner, Lovell e Schmidt (1977) consiste em dividir o termo de erro em dois componentes. Um deles capta os efeitos referentes a ineficiência da firma e o outro capta possíveis erros de medida, choques ex[ogenos e variações aleatórias. O modelo estocástico pode ser representado como:

$$Y_i = f(x_i; \beta) e^{(v_i - u_i)}, i = 1, 2, \dots, n \quad (6)$$

onde v_i é um termo de erro aleatório, associado a fatores exógenos ao controle do produtor e u_i é a variável associada a ineficiência técnica.

A partir de então, a razão entre a produção observada e a produção correspondente à fronteira de produção é a eficiência técnica, vide formula abaixo:

$$ET_i = \frac{Y_i}{Y_i^*} = \frac{f(x_i; \beta) e^{(v_i - u_i)}}{f(x_i; \hat{\beta}) e^{v_i}} \quad (7)$$

A definição da forma funcional que a fronteira estocástica deverá assumir segue a abordagem proposta por Coelli e Battese (1996). Optou-se, nesta pesquisa, pela forma funcional Cobb-Douglas (AMSLER *et al.*, 2017; SILVA, 1996; HANLEY e SPASH, 1993) Foram considerados como variáveis explicativas o logaritmo dos insumos, capital, trabalho e área,

além da inclusão de efeitos fixos para os estados brasileiros por meio de variáveis dummies, com o objetivo de captar heterogeneidades regionais. A fronteira de produção estocástica, portanto, pode ser representada pela seguinte equação:

$$\ln VBP_i = \beta_0 + \beta_1 \ln Insumos_i + \beta_2 \ln Capital_i + \beta_3 \ln Trabalho_i + \beta_4 \ln Área_i + \sum_{h=1}^H \delta_h D_{hi} + v_i - u_i \quad (8)$$

em que: VBP_i representa o valor da produção bruta municipal; $Insumos_i$, $Capital_i$, $Trabalho_i$ e $Área_i$ são os insumos produtivos considerados; D_{hi} são variáveis dummies para os estados (unidades federativas); $\beta_0, \beta_2, \dots, \beta_4$ são os parâmetros a serem estimados; v_i é o termo de erro aleatório (choques não controláveis); u_i é o termo de ineficiência técnica (não-negativo).

Como u_i e v_i não são observados, estimamos seus valores esperados condicionalmente aos resíduos do modelo. Após a estimação dos parâmetros do modelo (por máxima verossimilhança), os escores de eficiência técnica são obtidos por meio do estimador de Jondrow et al. (1982), que calcula a esperança condicional:

$$E(u_i | \varepsilon_i) = \sigma^* \left(\frac{\phi(\lambda \varepsilon_i / \sigma)}{1 - \Phi(\lambda \varepsilon_i / \sigma)} - \lambda \cdot \frac{\varepsilon_i}{\sigma} \right) \quad (9)$$

Onde:

$\varepsilon_i = v_i - u_i$ é o resíduo composto estimado;

ϕ e Φ são respectivamente a função densidade e a função distribuição acumulada da normal padrão;

$\lambda = \sigma_u / \sigma_v$ é a razão entre os desvios-padrão dos termos de ineficiência e ruído aleatório;

$$\sigma = \sqrt{\sigma_u^2 + \sigma_v^2};$$

$$\sigma^* = \frac{\sigma_u \sigma_v}{\sigma}.$$

O escore de eficiência técnica estimado é então:

$$\widehat{ET}_i = \exp(-E(\widehat{u_i} | \varepsilon_i)) \quad (10)$$

4.3. Modelo de Regressão com Defasagem Espacial (SAR)

Os modelos econométricos espaciais se distinguem conforme a variável do modelo que incorpora a influência espacial, ou seja, a forma como as características de uma unidade (como um município ou estado) são afetadas pelas unidades vizinhas. Essa influência é representada por meio de uma matriz de pesos espaciais (denotada por W), que pode ser aplicada a diferentes componentes do modelo. Quando a defasagem ocorre na variável dependente (Wy), isso indica que o valor observado em uma unidade depende diretamente dos valores da variável dependente em unidades vizinhas, como ocorre no modelo de defasagem espacial (SAR – *Spatial Autoregressive Model*). Já a defasagem nas variáveis explicativas (WX) significa que as características das unidades vizinhas também influenciam o resultado da unidade analisada, o que caracteriza o modelo com defasagem espacial nas covariáveis (SDM – *Spatial Durbin Model*). A defasagem pode ainda ocorrer no termo de ineficiência técnica ou em efeitos não observados ($W\xi$), quando se considera que a ineficiência ou fatores não mensurados apresentam dependência espacial, o que é comum em modelos de fronteira estocástica com estrutura espacial. Por fim, quando a defasagem ocorre no termo de erro ($W\varepsilon$), pressupõe-se que há correlação espacial nos erros do modelo, ou seja, choques aleatórios em uma unidade afetam outras unidades próximas, como no modelo de erro espacial (SEM – *Spatial Error Model*). Essas defasagens podem ser consideradas de forma isolada ou combinada, a depender da estrutura do modelo e dos objetivos da análise empírica. É a defasagem espacial que controla a dependência espacial (ALMEIDA, E; 2012).

Neste trabalho, foi escolhido o modelo *Spatial Auto Regressive* (SAR), proposto por White em 1954, pois faz a defasagem espacial na variável dependente y e se alinha com o objetivo da pesquisa. O modelo SAR pode ser representado pela seguinte equação matricial:

$$y = \rho Wy + X\beta + \varepsilon \quad (11)$$

em que y é o vetor $n \times 1$ da variável dependente; ρ é o parâmetro de autorregressão espacial, que mede a intensidade da dependência espacial; W é a matriz de pesos espaciais $n \times n$, padronizada em linha; Wy representa a defasagem espacial da variável dependente; X é a matriz de variáveis explicativas $n \times k$; β é o vetor de parâmetros associados às variáveis explicativas; ε é o vetor de erros aleatórios, assumido com distribuição normal e variância constante: $\varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I)$.

A estimação do modelo SAR pode ser realizada por diferentes métodos, sendo os dois mais comuns a máxima verossimilhança (Maximum Likelihood – ML) e o método dos momentos generalizados (Generalized Method of Moments – GMM). Nesta pesquisa, optou-se

pela estimação via máxima verossimilhança devido a suas propriedades estatísticas desejáveis em contextos como o presente.

Os estimadores obtidos por MLE são consistentes, assintoticamente normais e, sobretudo, eficientes, desde que as suposições sobre o termo de erro sejam válidas, especialmente a normalidade e homocedasticidade dos resíduos. Em contextos de amostras finitas, como neste estudo, a estimação por máxima verossimilhança tende a produzir estimadores mais precisos do que o GMM, que exige maior tamanho amostral para obter propriedades assintóticas confiáveis. Além disso, o ML permite incorporar diretamente a estrutura de defasagem espacial na função de verossimilhança, tornando-se particularmente apropriado para modelos como o SAR, onde a dependência espacial está na variável dependente.

Adicionalmente, com o objetivo de controlar heterogeneidades estruturais entre as grandes regiões brasileiras, foram incluídas no modelo *dummies* para quatro das cinco macrorregiões do país (Norte, Nordeste, Centro-Oeste, Sudeste e Sul). A inclusão dessas variáveis categóricas permite capturar efeitos fixos regionais, evitando viés de omissão e melhorando a identificação dos coeficientes das variáveis explicativas de interesse. No entanto, não é possível incluir simultaneamente as cinco dummies, pois isso resultaria em multicolinearidade perfeita com o termo constante (intercepto) do modelo — situação conhecida como armadilha das variáveis fictícias (*dummy variable trap*). Para evitar esse problema, uma das categorias deve ser omitida do modelo. Neste caso, a região omitida foi o Centro-Oeste.

A equação empírica estimada incorpora a variável dependente, eficiência técnica dos estabelecimentos agropecuários familiares (TE_i), e um conjunto de variáveis explicativas que refletem o acesso ao crédito rural via PRONAF, fatores socioeconômicos e aspectos organizacionais do município i . Todas as variáveis foram transformadas em logaritmos naturais para permitir a interpretação dos coeficientes como elasticidades.

A equação do modelo SAR estimado é dada por:

$$\begin{aligned} \ln(TE_i) = & \rho \sum_{j=1}^n w_{ij} \ln(TE_j) + \beta_1 \ln(pronaf_i) + \beta_2 \ln(taxa_pronaf_i) + \beta_3 \ln(contratos_i) \\ & + \beta_4 \ln(orien_i) + \beta_5 \ln(baixa_idd_i) + \beta_6 \ln(baixa_esc_i) + \beta_7 \ln(pr_a_i) \\ & + \beta_8 \ln(coop_i) + \delta' D_i + \varepsilon_i \end{aligned} \quad (12)$$

Onde:

$\ln(TE_i)$ é o logaritmo da Eficiência Técnica do município i ;

w_{ij} elemento da matriz de pesos espaciais definindo a vizinhança entre os municípios i e j ;

ρ coeficiente de defasagem espacial;

$prona_f_i, taxa_prona_f_i, contratos_i, orien_i, baixa_idd_i, baixa_esc_i, pr_a_i, coop_i$ são as variáveis explicativas no i -ésimo município;

D_i : vetor de variáveis dummies para as regiões brasileiras;

δ : vetor de coeficientes associados aos efeitos fixos regionais.

4.4. Bases de dados

A fim de realizar as estimações econométricas e atingir os objetivos deste trabalho, serão utilizados os dados do Censo Agropecuário de 2017, tendo em vista que até o momento da pesquisa este é o último levantamento censitário agropecuário disponível no Brasil (IBGE, 2017). Já as variáveis climáticas, como temperatura e precipitação vão ser coletadas no site Global Climate Monitor para o ano de 2017, mesmo ano do censo agropecuário.

Os dados relativos à quantidade de beneficiários do PRONAF foram obtidos através da Matriz de dados do Banco Central (BACEN). Todos os dados foram agregados em municípios brasileiros.

Quadro 1- Descrição das variáveis utilizadas nos modelos de fronteira estocástica e regressão espacial

Variáveis da Função de Produção		
Nome	Descrição	Fonte de dados
$\ln VBP_i$	Logaritmo natural do Valor Bruto da Produção médio por estabelecimento da agricultura familiar no i -ésimo município.	Censo Agropecuário 2017.
$\beta_1 \ln Insumos_i$	Logaritmo natural da média das despesas com insumos por unidade produtiva da agricultura familiar no i -ésimo município.	Censo Agropecuário 2017.
$\beta_2 \ln Capital_i$	Logaritmo natural do número médio de equipamentos de capital por estabelecimento da agricultura familiar no i -ésimo município.	Censo Agropecuário 2017.
$\beta_3 \ln Trabalho_i$	Logaritmo natural do número médio de pessoas ocupadas por estabelecimento da agricultura familiar no i -ésimo município.	Censo Agropecuário 2017.
$\beta_4 \ln Área_i$	Logaritmo natural Área em hectares dos estabelecimentos.	Censo Agropecuário 2017.

Variáveis utilizadas nas estimações MQO e SAR		
$\ln ET_i$	Variável dependente, logaritmo natural eficiência técnica do i-ésimo município obtida no primeiro estágio.	Calculada através da estimação da fronteira estocástica.
$\beta_{11} \ln Pronaf_i$	Logaritmo natural da soma do valor do investimento, comercialização, industrialização e custeio dos recursos do PRONAF.	Matriz de Dados do Crédito Rural- Banco Central
$\beta_{11} \ln Contratos_i$	Logaritmo natural quantidade de contratos de investimento, comercialização, industrialização e custeio do PRONAF.	Matriz de Dados do Crédito Rural- Banco Central
$\beta_{11} \ln Taxa_prona f_i$	Logaritmo natural da taxa de estabelecimentos que acessam o programa.	Censo Agropecuário 2017.
$\beta_1 \ln orien$	Logaritmo natural da quantidade de estabelecimentos que recebem assistência técnica por município	Censo Agropecuário 2017
$\beta_4 \ln Baixa_Idd_i$	Logaritmo natural da quantidade de dirigentes de estabelecimentos que possuem menos de 25 anos de idade.	Censo Agropecuário 2017
$\beta_4 \ln Baixa_esc_i$	Logaritmo natural da quantidade de dirigentes de estabelecimentos que possuem ensino fundamental incompleto ou nunca estudaram.	Censo Agropecuário 2017
$\beta_4 \ln Pr_A_i$	Logaritmo natural do número de estabelecimentos que exercem práticas agrícola.	Censo Agropecuário 2017
$\beta_{12} \ln Coop_i$	Logaritmo natural da parcela de propriedades associadas a uma cooperativa.	Censo Agropecuário 2017
Variáveis dummies		
$\beta_{13} Reg_Norte_i$	Dummy para a Região Norte	Elaborada pelo autor a partir do código UF IBGE
$\beta_{14} Reg_Nordeste_i$	Dummy para a Região Nordeste.	Elaborada pelo autor a partir do código UF IBGE
$\beta_{15} Reg_Sudeste_i$	Dummy para a Região Sudeste.	Elaborada pelo autor a partir do código UF IBGE
$\beta_{16} Reg_Sul_i$	Dummy para a Região Sul.	Elaborada pelo autor a partir do código UF IBGE

Fonte: Elaborado pela autora

5. Resultados e discussão

Nesta seção, são apresentados e discutidos os principais resultados da pesquisa. Primeiramente, realiza-se uma análise descritiva das principais variáveis utilizadas, buscando compreender seu comportamento geral e possíveis padrões nos dados. Em seguida, aplica-se a Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE) para identificar a presença de dependência espacial e a distribuição geográfica da eficiência técnica dos estabelecimentos agropecuários. Após essa etapa, estima-se a fronteira estocástica de produção para obter os escores de eficiência técnica, considerando a dependência espacial. Por fim, são apresentados os resultados

da estimação do impacto do PRONAF sobre a eficiência produtiva, permitindo avaliar a relação entre o acesso ao crédito e o desempenho dos estabelecimentos agropecuários.

5.1. Análise descritiva de dados

A Tabela 1 sintetiza as estatísticas descritivas das variáveis utilizadas no modelo proposto, divididas em dois estágios analíticos. No primeiro estágio, são listadas as variáveis da fronteira estocástica de produção, sendo o Valor Bruto da Produção (VBP) a variável dependente e as demais (capital, área, trabalho e insumos) utilizadas como explicativas da função de produção da agricultura familiar. Já no segundo estágio, encontram-se as variáveis empregadas na estimação da eficiência técnica dos estabelecimentos familiares, considerando a defasagem espacial e buscando-se avaliar o impacto do acesso ao PRONAF sobre essa eficiência.

Todas as variáveis foram padronizadas como taxas por estabelecimento familiar, de modo que os valores apresentados correspondem a médias ponderadas pelo número de estabelecimentos familiares em cada município, permitindo comparabilidade relativa entre unidades espaciais distintas.

Tabela 1- Estatísticas descritivas das variáveis no modelo proposto

Variáveis (1º Estágio)	Valor Min.	Valor Max.	Média	Desvio-Padrão
VBP	0	552,45	36,99	37,85
Cap	0	3,98	0,34	0,47
Area	0	1.306,78	23,06	25,15
Trab	0	11,51	2,54	0,64
Ins	0	401.496,00	6.806,97	11.372,93
Variáveis (2º Estágio)	Valor Min.	Valor Max.	Média	Desvio-Padrão
PRONAF	0,00	13.400.000,00	732.852,00	1.066.401,00
contratos	0,00	0,002	0,0001	0,0001
taxa_PRONAF	0,31	100,00	31,60	20,96
Orien	0,00	1,00	0,25	0,23
baixa_idd	0,00	0,14	0,01	0,01
baixa_esc	0,00	1,00	0,54	0,17
Coop	0,00	1,00	0,37	0,22
pr_a	0,00	4,36	0,77	0,51

Fonte: Elaborado pela autora

Nota 1: Variáveis em termos médios por estabelecimento agrícola familiar.

Nota 2: VBP – Valor Bruto da Produção da Agricultura Familiar (Mil Reais); Area – Área em hectares dos estabelecimentos; Cap – Número de tratores, sementeiras/plantadeiras, colheitadeiras e adubadeiras e/ou

distribuidoras de calcário; Trab – Pessoal ocupado em estabelecimentos agropecuários familiares (pessoas); Ins – Valor das despesas realizadas pelos estabelecimentos (Mil Reais) com adubos e corretivos, sementes e mudas, agrotóxicos, medicamentos para animais, sal, ração e outros suplementos, transporte da produção, energia elétrica, combustíveis e lubrificantes; PRONAF – Valor de investimento, comercialização, industrialização e custeio do programa; Contratos – Quantidade de contratos de investimento, comercialização, industrialização e custeio do programa; Taxa_PRONAF – Taxa de acesso ao programa; Orien – Número de estabelecimentos que recebem orientação técnica; Baixa_Idd – Número de estabelecimentos cuja gestão é feita por pessoa com menos de 25 anos de idade; Baixa_Esc – Número de estabelecimentos cuja gestão é feita por pessoa com ensino fundamental incompleto ou inferior; Coop – Número de estabelecimentos associados a cooperativas; Pr_A – Número de estabelecimentos que executam alguma prática agrícola.

As estatísticas descritivas das variáveis utilizadas no modelo proposto mostram que o Valor Bruto da Produção (VBP) apresentou uma média de R\$ 36.993,26 por estabelecimento agrícola familiar. A grande variação entre os municípios, com desvio-padrão de R\$ 37.845,65 e valores que vão de zero até um máximo de R\$ 552.448,30, evidencia a expressiva heterogeneidade produtiva entre os territórios analisados.

Entre as variáveis explicativas da função de produção, destaca-se o capital, representado pela quantidade média de máquinas e implementos agrícolas por estabelecimento. A média de apenas 0,34 unidades por propriedade revela um baixo nível de mecanização na agricultura familiar, embora alguns municípios concentrem maior capital tecnológico, com registros máximos próximos a quatro equipamentos por unidade produtiva. A variável área mostra que, em média, os estabelecimentos familiares possuem 23 hectares, podendo alcançar mais de 1.300 hectares em casos específicos. Essa dispersão confirma a diversidade estrutural da agricultura familiar no Brasil, mesmo sob um critério legal unificado.

O número médio de pessoas ocupadas por estabelecimento é de aproximadamente 2,5, com um desvio-padrão de 0,63, refletindo a característica típica da agricultura familiar de base na força de trabalho do próprio núcleo doméstico. Em relação aos insumos, que englobam gastos com adubos, sementes, defensivos, medicamentos veterinários, ração, transporte, energia e combustíveis, verifica-se uma média de R\$ 6,8 milhões por estabelecimento, acompanhada de um elevado desvio-padrão (11,4 milhões). Denota-se forte desigualdade nos níveis de investimento produtivo, o que pode estar relacionado ao grau de capitalização e ao acesso a políticas públicas em cada localidade.

No segundo estágio do modelo, destinado à análise da eficiência técnica e seus determinantes, observa-se que o valor médio do PRONAF (investimento total por estabelecimento) foi de R\$ 732.852,00, podendo alcançar montantes superiores a R\$ 13 milhões. A média de contratos ativos por estabelecimento é extremamente baixa, mas a taxa média de acesso ao PRONAF é de 31,6%, com amplitude considerável entre os municípios,

variando de 0,31% até 100%, o que indica desigualdades importantes na cobertura territorial do programa.

A variável referente à orientação técnica revela que cerca de 24,5% dos estabelecimentos familiares recebem algum tipo de assistência especializada, um fator que pode influenciar diretamente na eficiência produtiva. No que diz respeito ao perfil dos gestores, destaca-se que apenas 1,4% dos estabelecimentos são administrados por pessoas com menos de 25 anos (Baixa_Idd), enquanto 53,8% são geridos por indivíduos com escolaridade inferior ao ensino fundamental completo (Baixa_Esc). Esses dados sugerem possíveis limitações quanto à capacidade de gestão e adoção de inovações tecnológicas.

Outro aspecto relevante refere-se à participação em cooperativas, com uma média de 36,7% dos estabelecimentos associados, o que pode representar uma via de inserção mais estruturada em cadeias produtivas e mercados institucionais. Quanto a variável que representa a adoção de práticas agrícolas. Essa variável expressa a proporção de estabelecimentos familiares em cada município que adotam práticas agrícolas sustentáveis, como rotação de culturas, plantio em nível, pousio, conservação de encostas, recuperação de matas ciliares, reflorestamento de nascentes, estabilização de voçorocas, manejo florestal, entre outras. Para seu cálculo, soma-se o número de estabelecimentos no município que praticam cada uma dessas ações, dividindo-se esse total pelo número de estabelecimentos agropecuários familiares existentes no Brasil. A média encontrada foi de 0,77, com valores que chegam a ultrapassar 4 em algumas cidades.

5.2. Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE)

Para dar início à Análise Exploratória de Dados Espaciais, é fundamental apresentar a distribuição espacial das variáveis de interesse sem o uso prévio de matrizes espaciais. Esse primeiro passo permite uma leitura inicial dos dados e a identificação visual de padrões regionais.

A Figura 2 ilustra a distribuição espacial da eficiência técnica média da agricultura familiar por município, utilizando a técnica de mapeamento por quantis. A análise revela a formação de agrupamentos regionais com desempenho produtivo elevado, especialmente concentrados na Região Sul e Sudeste do país. Há uma expressiva concentração de eficiência técnica acima de 84% no interior de São Paulo e em partes do sul de Minas Gerais. Nessas regiões, fatores como melhor infraestrutura rural, maior capitalização dos estabelecimentos e

acesso facilitado a tecnologias e serviços de assistência técnica contribuem para a adoção de práticas mais eficientes por parte dos agricultores familiares.

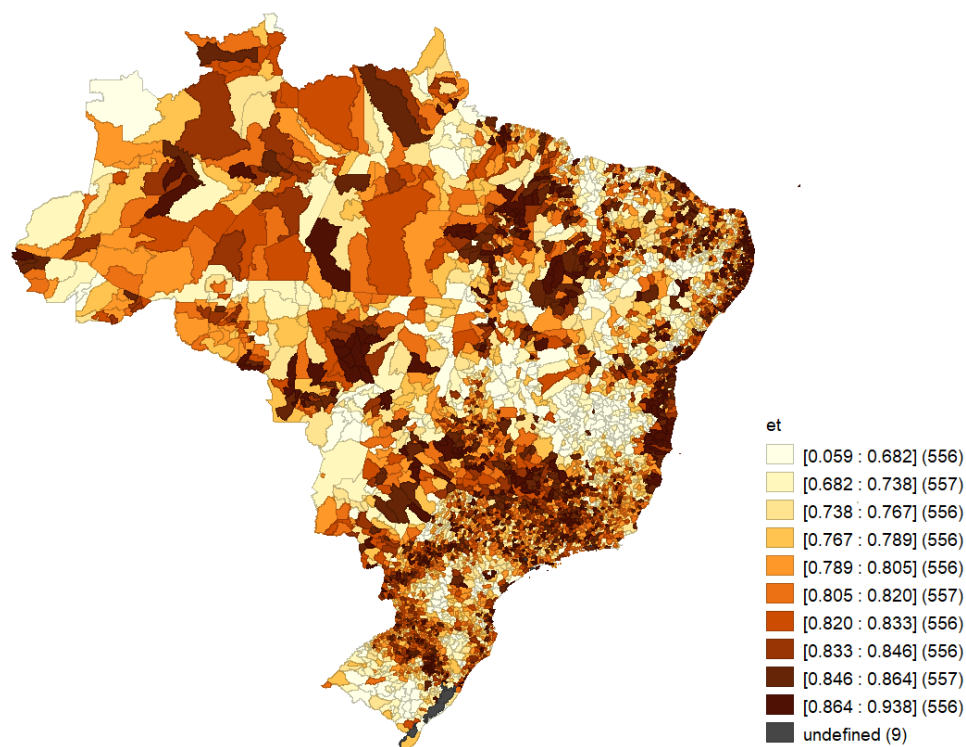
Outras áreas de destaque em termos de agrupamentos espaciais de alta eficiência técnica incluem o estado de Mato Grosso e a porção sul de Goiás, ambos localizados na região Centro-Oeste. No Nordeste, observa-se uma concentração significativa de municípios eficientes ao longo da faixa litorânea, especialmente nos estados da Bahia, Paraíba e Pernambuco.

Por outro lado, níveis mais baixos de eficiência técnica concentram-se predominantemente no interior do Nordeste, com destaque para o leste do Pará, o oeste do Maranhão e as Regiões Geográficas Intermediárias de Teófilo Otoni e Montes Claros, em Minas Gerais. Nessas áreas, identificam-se agrupamentos consistentes de municípios com desempenho inferior a 68%.

A região Norte do país, por sua vez, apresenta um padrão menos definido. Embora muitos municípios revelem níveis medianos de eficiência técnica, não há uma configuração espacial claramente destacada. Ainda assim, observa-se que, em grande parte do território, sobretudo no estado do Amazonas, a eficiência técnica permanece abaixo de 83%.

Os padrões espaciais observados nesta análise são coerentes com os achados de Silva *et al.* (2008), que classificaram os estados brasileiros com base no Índice de Tecnologia (IT) aplicado à agricultura familiar. No referido estudo, os estados agrupados nas faixas de alta e média eficiência incluíam Rio Grande do Sul, Paraná, Santa Catarina, São Paulo e Minas Gerais, os mesmos que, nesta análise, apresentam os maiores níveis de eficiência técnica, evidenciando uma continuidade nos diferenciais regionais de desempenho da agricultura familiar no país. Por outro lado, os estados das regiões Norte e Nordeste foram majoritariamente enquadrados no grupo de baixa eficiência tecnológica, o que se alinha aos padrões de eficiências menores identificados.

Figura 2- - Mapa de Quantis da Distribuição da Eficiência Técnica dos Estabelecimentos Familiares



Fonte: Elaborado pela autora.

Ao analisar a distribuição espacial dos recursos financeiros do PRONAF, disposta na Figura 3, os contrastes entre as regiões de maior e menor intensidade tornam-se mais expressivos. Observa-se a formação de *clusters* bem definidos na Região Sul, sobretudo para o oeste do Paraná, o noroeste do Rio Grande do Sul e o extremo oeste de Santa Catarina, áreas que concentram expressivos volumes de recursos do programa. Esses padrões espaciais coincidem com os dados apresentados por Iazdi *et al.* (2024), que indicam que a Região Sul responde por 67% da área financiada para custeio agrícola com recursos do PRONAF entre 2013 e 2024, além de concentrar 64% dos contratos celebrados, totalizando R\$ 60,9 bilhões em investimentos, o maior montante entre todas as regiões brasileiras.

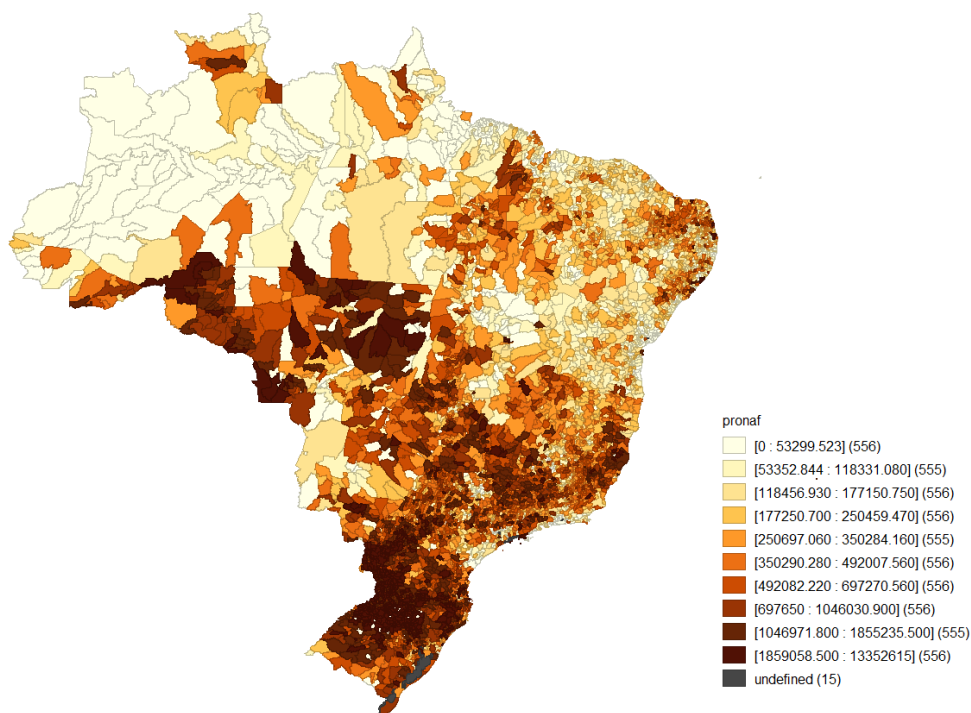
No Sudeste, o sul de Minas Gerais também se sobressai, apresentando uma parcela significativa de municípios com alta intensidade de repasses financeiros do PRONAF.

Por outro lado, destacam-se agrupamentos de baixa alocação de recursos do PRONAF em grande parte do Nordeste e no Norte de Minas Gerais, onde se observa um padrão oposto ao registrado no sul do estado. Situação semelhante é verificada em áreas do leste do Pará e do oeste do Maranhão, que também apresentam níveis significativamente reduzidos de repasses.

De maneira geral, a região amazônica tende a exibir uma baixa intensidade de financiamento, reflexo de múltiplos desafios estruturais. Além disso, algumas faixas litorâneas do Nordeste e do Sudeste, bem como a região do Distrito Federal e seus arredores, também se caracterizam por uma menor presença do programa em termos financeiros, evidenciando uma distribuição espacial assimétrica dos recursos destinados à agricultura familiar.

Diversos autores têm apontado múltiplas razões para a persistente desigualdade na distribuição dos recursos do PRONAF entre as regiões brasileiras. Entre os principais fatores destacam-se: os elevados entraves burocráticos enfrentados pelos agricultores familiares de menor renda no acesso ao crédito; o maior nível de organização e articulação dos produtores mais capitalizados; a influência de empresas agroindustriais, que exercem pressão sobre o direcionamento dos recursos para grupos específicos de produtores vinculados às suas cadeias produtivas; a concentração geográfica de agências bancárias e cooperativas de crédito nos estados da Região Sul; e, por fim, a frágil inserção social e a desarticulação institucional dos agricultores das regiões Norte e Nordeste, que dificultam sua inclusão nas políticas públicas de financiamento rural (BASTOS, 2006; SCHRÖDER; SOUZA, 2007, AQUINO; SCHNEIDER, 2010).

Figura 3- Mapa de quantis da distribuição dos recursos financeiros do PRONAF



Fonte: Elaborado pela autora.

A AEDE permite identificar padrões de autocorrelação espacial entre as variáveis estudadas, o que é fundamental para a escolha adequada de modelos econométricos com dependência espacial. A Tabela 2 apresenta os valores do Índice de Moran para as variáveis de interesse desta pesquisa, considerando três critérios distintos de vizinhança: matriz do tipo Rainha, matriz do tipo Torre e matriz baseada nos k vizinhos mais próximos ($k=3$).

Os resultados obtidos revelam a presença de autocorrelação espacial positiva em todas as variáveis analisadas, com destaque para o valor do PRONAF, número de contratos, orientação técnica e cooperativa que apresentam os maiores índices.

De modo geral, observa-se que os maiores valores do Índice de Moran são obtidos com a matriz de vizinhança baseada em k vizinhos ($k=3$), o que sugere que essa estrutura capta de forma mais eficaz as interdependências espaciais entre os estabelecimentos agropecuários. Isso se deve, possivelmente, ao fato de essa matriz considerar as distâncias reais entre as unidades e não apenas a contiguidade geográfica, como ocorre nas matrizes do tipo Rainha e Torre. Além disso, a matriz $k=3$ assegura que cada unidade observacional tenha o mesmo número de vizinhos, o que contribui para reduzir o viés gerado por variações na densidade espacial dos estabelecimentos (ALMEIDA, 2012), uma característica particularmente relevante em estudos com dados rurais, cuja distribuição territorial tende a ser bastante heterogênea. Portanto, considerando o objetivo da pesquisa, a matriz de k vizinhos ($k=3$) se mostra a mais adequada para capturar as dependências espaciais pertinentes ao fenômeno analisado.

Tabela 2- Índice de Moran Global para variáveis do modelo segundo diferentes critérios de vizinhança espacial

Variável	Rainha	Torre	K=3
Eficiência Técnica	0,396	0,398	0,413
Valor do PRONAF	0,649	0,650	0,701
Número de contratos	0,543	0,549	0,486
Taxa de acesso ao PRONAF	0,376	0,378	0,383
Orientação Técnica	0,659	0,659	0,684
Prática Agrícola	0,414	0,416	0,445
Cooperativa	0,523	0,524	0,560
Baixa escolaridade	0,494	0,496	0,523
Baixa idade	0,454	0,455	0,450

Fonte: Resultado da pesquisa

Nota: Todas as variáveis foram significativas a 0,1% (p-valor = 0.001).

Quando observados os Índices de Moran isoladamente por região, na Tabela 3, utilizando-se a matriz de distância k -vizinhos ($k = 3$), nota-se que as regiões Sudeste (0,487), Nordeste (0,398) e Sul (0,387) apresentam valores próximos ou superiores à média nacional (0,413; Tabela 2) para a variável eficiência técnica. O Sudeste destaca-se como a região com maior coesão espacial, indicando a presença de agrupamentos de municípios com níveis semelhantes de eficiência. Em contrapartida, as regiões Norte (0,261) e Centro-Oeste (0,305) exibem níveis mais baixos de autocorrelação espacial, o que sugere uma concentração mais modesta na distribuição da eficiência técnica entre seus municípios.

Em relação ao PRONAF, em termos de montante financeiro, o Índice de Moran nacional é de 0,701, evidenciando uma forte autocorrelação espacial positiva. Esse resultado indica que municípios com maior intensidade de acesso ao programa tendem a se concentrar geograficamente, formando agrupamentos espaciais bem definidos. As regiões Sul (0,606) e Norte (0,605) apresentam os maiores valores regionais, em conformidade com o padrão nacional. O Centro-Oeste (0,505) e, sobretudo, o Sudeste (0,362) exibem valores intermediários, denotando uma concentração menos intensa, mas ainda significativa, do uso do programa nesses territórios.

A exceção mais evidente é a região Nordeste, cujo Índice de Moran é de apenas 0,150, apontando para uma concentração pequena do acesso ao PRONAF entre os municípios da região. Esse resultado pode refletir uma maior heterogeneidade na aplicação dos recursos, possivelmente relacionada à diversidade socioeconômica, às distintas estruturas produtivas e à ampla abrangência territorial que caracteriza o Nordeste brasileiro.

Quanto ao Número de Contratos via PRONAF, a autocorrelação espacial é significativa em todas as regiões, embora com variações. O maior valor aparece no Sudeste (0,498), próximo ao índice global (0,486), seguido pelo Norte (0,473) e Sul (0,405), indicando certa aglomeração espacial de municípios com volume semelhante de contratos. No Nordeste (0,284) e Centro-Oeste (0,292), o padrão é menos concentrado. Ainda em relação ao PRONAF, a variável que mede a taxa de acesso ao programa, apresenta autocorrelação espacial global moderada (0,383), mas mostra uma clara discrepância regional. Enquanto o Sul (0,476) e Sudeste (0,357) têm os maiores valores, o Norte (0,189) e Nordeste (0,176) exibem os menores, sugerindo que o alcance do programa em termos de cobertura relativa varia muito entre as regiões, sendo mais concentrado em algumas e mais fragmentado em outras.

A variável orientação técnica apresenta um alto índice de autocorrelação espacial global (0,684), evidenciando uma forte dependência espacial na distribuição da assistência técnica

entre os municípios. Regionalmente, os maiores valores são observados no Sudeste (0,448), Sul (0,447) e Nordeste (0,441). Em contrapartida, no Norte (0,263) e Centro-Oeste (0,283), essa aglomeração espacial é consideravelmente mais fraca.

De modo semelhante ao observado para a orientação técnica, a variável prática agrícola também demonstra padrões de autocorrelação espacial, ainda que com intensidade mais moderada. Os maiores índices são encontrados nas regiões Sul (0,382) e Sudeste (0,337), indicando uma maior concentração territorial de municípios com práticas agrícolas semelhantes, como rotação de culturas ou consórcios. Em contraste, os menores valores são verificados no Nordeste (0,192), Norte (0,216) e Centro-Oeste (0,237), sugerindo uma distribuição espacial mais dispersa dessas práticas nessas regiões.

Esse padrão de maior autocorrelação no Sul e Sudeste também se repete no caso da variável cooperativas, que apresenta os maiores índices no Sudeste (0,567) e Sul (0,512). Esses resultados podem refletir a existência de redes cooperativas mais estruturadas e atuantes nessas regiões. O Nordeste (0,444) e o Norte (0,386) também mostram valores consideráveis, embora ligeiramente inferiores, enquanto o Centro-Oeste (0,267) apresenta um padrão menos intenso de concentração, sugerindo menor integração cooperativa entre os municípios.

No que diz respeito às características pessoais da gestão dos estabelecimentos, a variável baixa escolaridade apresenta os maiores índices de autocorrelação espacial no Sudeste (0,444) e no Norte (0,354), apontando para a concentração de municípios com níveis semelhantes de qualificação dos gestores nessas regiões. Já a variável baixa idade, que mede a proporção de gestores com menos de 25 anos, mostra seu maior valor no Norte (0,554), indicando uma forte aglomeração de municípios com presença expressiva de jovens à frente dos estabelecimentos agropecuários. Em contraste, o Sudeste apresenta o menor índice entre as regiões (0,136), o que sugere uma distribuição mais aleatória dessa característica no território.

Tabela 3- Índice de Moran segmentado por regiões (Matriz de pesos $k=3$)

Índice de Moran Univariado	Norte	Nordeste	Sul	Sudeste	Centro-Oeste
Eficiência Técnica	0,261	0,398	0,387	0,487	0,305
Valor do PRONAF	0,605	0,150	0,606	0,362	0,505
Número de Contratos	0,473	0,284	0,405	0,498	0,292
Taxa de acesso ao PRONAF	0,189	0,176	0,476	0,357	0,254
Orientação Técnica	0,263	0,441	0,447	0,448	0,283

Prática Agrícola	0,216	0,192	0,382	0,337	0,237
Cooperativa	0,386	0,444	0,512	0,567	0,267
Baixa Escolaridade	0,354	0,296	0,316	0,444	0,279
Baixa Idade	0,554	0,402	0,296	0,136	0,259

Nota: Todas as variáveis foram significativas a 0,1% (p-valor = 0.001).

Fonte: Elaborado pela autora

Com base no mapa de agrupamento univariado da eficiência técnica dos municípios brasileiros (Figura 4), observa-se um padrão espacial marcado pela predominância de municípios classificados como insignificantes ao nível de 5%, ou seja, aqueles cujos níveis de eficiência técnica não apresentaram autocorrelação espacial estatisticamente significativa. Apesar disso, destacam-se agrupamentos relevantes nas categorias alto-alto e baixo-baixo, sinalizando regiões com estruturas produtivas mais homogêneas, seja pela presença de bons desempenhos ou de fragilidades.

Os *clusters* alto-alto, compostos por municípios com alta eficiência técnica cercados por vizinhos similarmente eficientes, totalizam 551 municípios. Em Minas Gerais, destacam-se regiões como a Metropolitana de Belo Horizonte, o Triângulo Mineiro e o Alto Paranaíba, além do Sul/Sudoeste do estado, especialmente nas microrregiões de Lavras e São Lourenço. Padrões semelhantes são identificados no Norte de Mato Grosso (microrregião de Sinop), no Noroeste e Nordeste do Rio Grande do Sul, bem como no Noroeste e Oeste do Paraná, áreas tradicionalmente ligadas à agricultura tecnificada e à difusão de inovações produtivas.

Nas regiões Norte e Nordeste, também emergem focos expressivos de agrupamento alto-alto. No Maranhão, esse padrão se concentra na microrregião de Pindaré, no Oeste do estado. Já no Piauí, os agrupamentos se localizam no Sudoeste piauiense, especialmente nas microrregiões do Alto Médio Gurguéia e de Bertolínea. O Tocantins apresenta uma mancha de alta eficiência na região setentrional, próximo à divisa com Maranhão e Pará. Ainda no Nordeste, destacam-se os clusters no Sul da Bahia (mesorregião de Ilhéus-Itabuna), na Região Metropolitana, Mata e Agreste de Pernambuco, no Leste e Norte de Alagoas, no Leste e Litoral Sul do Rio Grande do Norte e nas regiões de Mata e Agreste Paraibanos.

Já os agrupamentos baixo-baixo, que totalizam 352 municípios, indicam regiões em que a baixa eficiência técnica é compartilhada entre vizinhos, configurando aglomerações de vulnerabilidade produtiva e estrutural. Essas áreas concentram dificuldades comuns, como baixa adoção tecnológica, escassez de infraestrutura e acesso limitado a políticas públicas.

Na Bahia, esse padrão aparece principalmente no Centro-Sul Baiano, destacando-se a microrregião de Vitória da Conquista, e em parte do Oeste do estado, já na divisa com Goiás. Em Minas Gerais, o padrão baixo-baixo se manifesta em regiões historicamente desfavorecidas como a mesorregião do Jequitinhonha (incluindo as microrregiões de Almenara, Teófilo Otoni e Capelinha) e o Norte mineiro, especialmente nas áreas de Januária, Montes Claros, Pirapora, Grão Mogol e Bocaiuva, locais associados a uma fronteira agrícola menos consolidada.

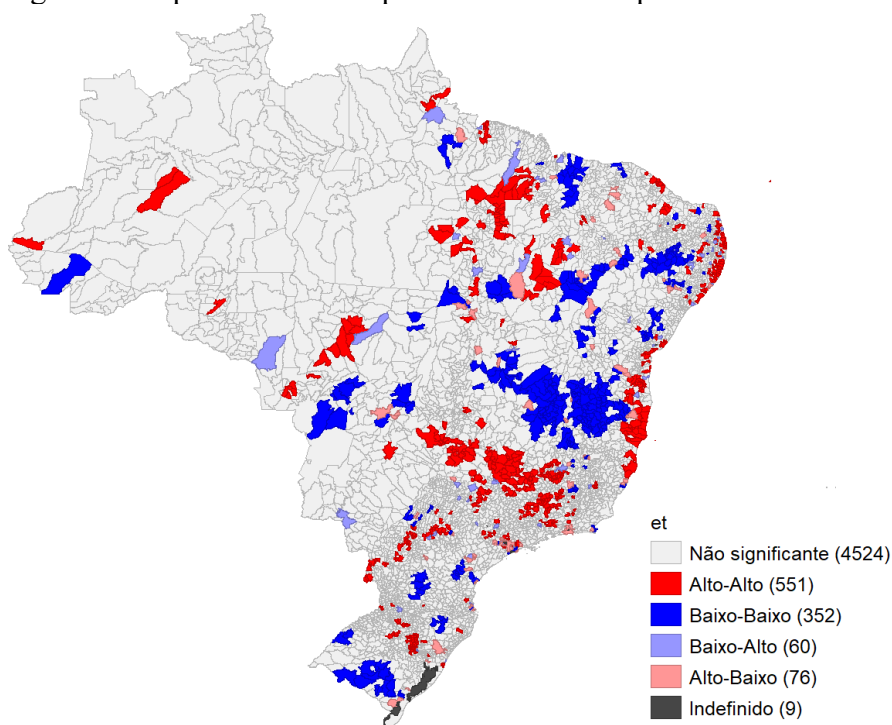
No estado de Goiás, identificam-se agrupamentos no Leste e Norte goiano, sugerindo disparidades intrarregionais. O mesmo ocorre no sudoeste do Rio Grande do Sul também apresenta um núcleo baixo-baixo, apesar de sua inserção no cinturão agrícola. No Nordeste, além dos clusters alto-alto já citados, emergem zonas críticas como o Sertão Pernambucano, onde fatores climáticos e estruturais comprometem o desempenho técnico, o Sudoeste do Piauí (microrregião de São Raimundo Nonato) e o Leste do Maranhão, ambos com padrões de ineficiência espacialmente correlacionada.

A análise também evidencia, além dos agrupamentos homogêneos, a presença de padrões de dissonância espacial, expressos pelas categorias baixo-alto (60 municípios) e alto-baixo (76 municípios). Embora numericamente menores, essas configurações oferecem um parâmetro acerca da heterogeneidade regional.

Os municípios baixo-alto, caracterizados por baixa eficiência técnica em meio a vizinhos mais eficientes, estão dispersos por 13 estados, com destaque para São Paulo, que sozinho abriga 14 dos 60 municípios nessa condição. Esses casos podem indicar atrasos pontuais dentro de regiões com maior dinamismo. Além de São Paulo, os estados com municípios baixo-alto incluem: Pará, Maranhão, Rio Grande do Norte, Paraíba, Pernambuco, Minas Gerais, Paraná, Santa Catarina, Rio Grande do Sul e Goiás.

Os municípios que apresentam distribuição alto-baixo representam ilhas de alta eficiência técnica inseridas em contextos menos favorecidos. São encontrados em 15 estados, com destaque novamente para São Paulo, que conta com 19 municípios nesse padrão. Essa configuração pode refletir polos produtivos isolados, com melhor acesso a infraestrutura, capital ou tecnologias, mas que não irradiam efeitos positivos suficientes sobre os municípios vizinhos. Os demais estados com ocorrência de municípios alto-baixo incluem: Pará, Tocantins, Maranhão, Piauí, Ceará, Rio Grande do Norte, Paraíba, Pernambuco, Alagoas, Bahia, Minas Gerais, Rio de Janeiro, Paraná, Santa Catarina e Goiás.

Figura 4- Mapa de clusters espaciais univariados para Eficiência Técnica



Fonte: Elaborado pela autora.

A análise do agrupamento univariado dos municípios brasileiros em relação ao acesso ao PRONAF (Figura 5) apresenta destaque para as categorias alto-alto e baixo-baixo, que representam, respectivamente, regiões com alta ou baixa participação no programa cercadas por municípios com comportamento similar.

Para os clusters do tipo Alto-Alto, observa-se uma concentração expressiva na região Sul do país, com apenas alguns núcleos isolados em outras regiões. Esse padrão espacial indica que os municípios do Sul não apenas apresentam elevados níveis de investimento via PRONAF, como também estão rodeados por outros municípios com características semelhantes. O fenômeno da alta concentração dos recursos do PRONAF não é recente: já em 2002, a maior parte dos recursos totais e dos contratos do PRONAF era direcionada à região Sul. Nos anos de 2008/09, essa tendência se manteve, com a região concentrando 52% dos recursos totais, 42% dos contratos e apenas 20% das famílias rurais beneficiárias (FERNANDES, 2011; DELGADO, LEITE e WESZ, 2011).

Os agrupamentos classificados como alto-alto, isto é, municípios com alta participação no PRONAF rodeados por vizinhos igualmente engajados no programa — estão fortemente concentrados na região Sul do Brasil. Os estados do Paraná, Santa Catarina e Rio Grande do Sul formam um núcleo expressivo de alta intensidade do PRONAF, refletindo a tradição da

agricultura familiar na região, bem como a capilaridade das políticas públicas voltadas ao setor rural.

Além do Sul, embora de forma mais esparsa e pontual, também foram identificados clusters alto-alto nos estados de Rondônia, Tocantins, Minas Gerais, Espírito Santo e São Paulo. Nessas regiões, a dispersão dos agrupamentos pode indicar a presença de zonas específicas com forte adesão ao programa, como áreas de assentamentos rurais, cooperativas bem estruturadas ou presença ativa de assistência técnica e extensão rural (ATER).

Em contraposição, os agrupamentos baixo-baixo, compostos por municípios com baixa participação no PRONAF cercados por vizinhos igualmente com baixa adesão, se destacam nas regiões Norte e Nordeste do Brasil. No Norte, os estados do Amazonas, Acre, Amapá e Tocantins apresentam aglomerações expressivas, revelando limitações estruturais no acesso ao crédito rural nessas localidades, possivelmente ligadas à baixa densidade populacional rural, à logística precária e à presença de comunidades tradicionais pouco integradas ao sistema formal de financiamento.

No Nordeste, o padrão baixo-baixo é ainda mais evidente, abrangendo vastas porções do Maranhão, Piauí, Ceará, Rio Grande do Norte, Paraíba, Pernambuco, Alagoas e Sergipe, além de aglomerados na Bahia.

No Sudeste, chama atenção o número elevado de municípios baixo-baixo, especialmente em São Paulo, com destaque para o litoral sul paulista e a região metropolitana, onde a urbanização intensa pode reduzir o número de agricultores familiares em relação à população total. Os estados do Rio de Janeiro, Minas Gerais e Espírito Santo também apresentam municípios com baixa adesão ao PRONAF, sugerindo desigualdades regionais no acesso ao crédito mesmo em estados com estrutura agrícola consolidada.

No Sul, apesar da predominância do padrão alto-alto, há polos isolados baixo-baixo no Rio Grande do Sul. Já no Centro-Oeste, o padrão baixo-baixo é visível em municípios de Mato Grosso, Mato Grosso do Sul, Goiás e no Distrito Federal, refletindo o predomínio de médios e grandes produtores, que não são o público-alvo do PRONAF, além de eventuais obstáculos institucionais à implementação da política junto aos pequenos produtores existentes (MATTEI, 2005; SOUZA, 2013).

Além dos agrupamentos homogêneos (alto-alto e baixo-baixo), o agrupamento univariado dos recursos do PRONAF também evidencia a presença de regiões com padrões espaciais mistos, representadas pelas categorias baixo-alto e alto-baixo, padrões que indicam

dissonância entre um município e seus vizinhos, revelando zonas de transição, exclusão relativa ou efeitos de difusão ainda incipientes.

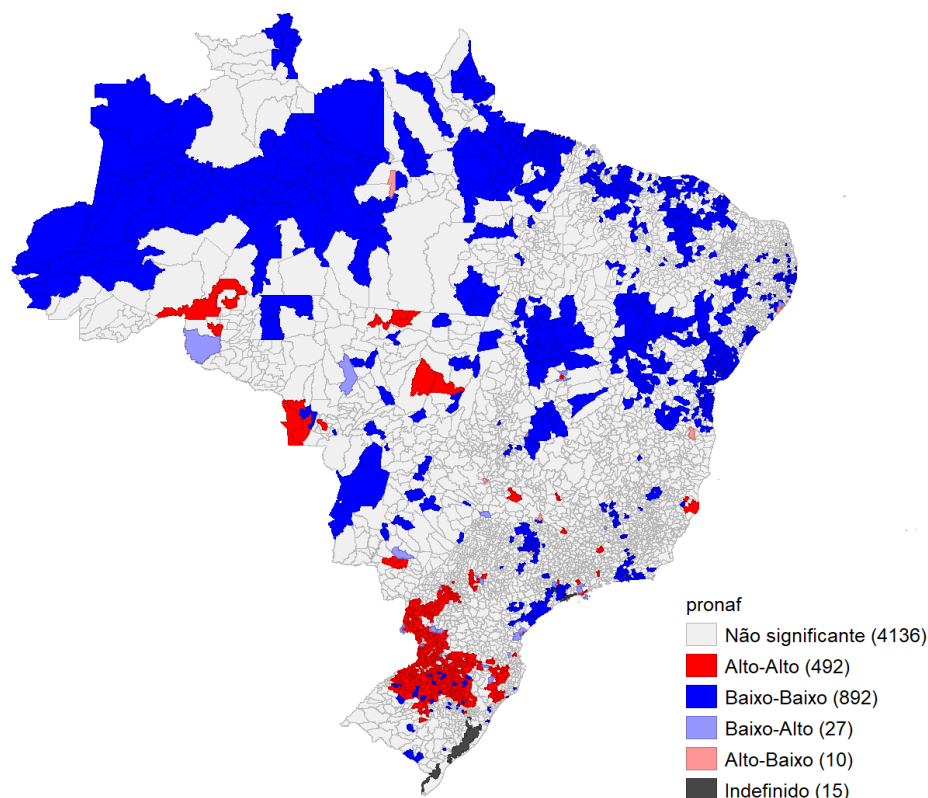
A presença de municípios classificados como baixo-alto, ou seja, localidades com baixa captação de recursos do PRONAF, mas cercadas por vizinhos com alta intensidade, é relativamente dispersa no território nacional. Foram identificados municípios baixo-alto nos estados de Rondônia, Tocantins, Alagoas, Minas Gerais, São Paulo, Santa Catarina, Mato Grosso do Sul e Goiás. Esses casos sugerem potenciais falhas locais na implementação ou captação dos recursos, que podem decorrer de aspectos institucionais, limitações técnicas ou sociais específicas de cada município.

Já para os municípios classificados como alto-baixo, com alta captação de recursos, mas cercados por vizinhos com baixo desempenho, há registros no Pará, Alagoas, Bahia, Minas Gerais, São Paulo e Goiás.

Esse padrão pode refletir iniciativas locais bem-sucedidas, como municípios com forte mobilização institucional, atuação eficaz de agentes financeiros ou de organizações voltadas à agricultura familiar. No entanto, o fato de estarem rodeados por municípios com baixa adesão sugere que os efeitos positivos ainda não irradiaram para o entorno, o que limita a construção de redes territoriais mais robustas.

Esses municípios funcionam como ilhas de eficiência em um mar de baixa participação, e podem ser considerados como exemplos potenciais de boas práticas, cujo estudo mais aprofundado poderia orientar estratégias de disseminação do acesso ao PRONAF em regiões menos integradas.

Figura 5- Mapa de Agrupamento univariado local para a variável PRONAF



Fonte: Elaborado pela autora.

A técnica de agrupamento bivariado local, baseada no Índice de Moran Bivariado, permite identificar padrões de associação espacial entre duas variáveis distintas, indicando se áreas com altos (ou baixos) valores de uma variável tendem a estar espacialmente associadas a altos (ou baixos) valores da outra (ALMEIDA, 2012). Através dessa abordagem, é possível mapear *clusters* espaciais que demonstram possíveis sinergias, ou carências, entre o acesso ao programa e o desempenho produtivo dos estabelecimentos agropecuários familiares.

A análise do mapa de agrupamento bivariado local entre o PRONAF em termos de valor e os escores de eficiência técnica indicam uma predominância de municípios não significativos (Figura 6). Porém, a presença de 221 municípios classificados como alto-alto e 391 como baixo-baixo aponta para áreas em que há associação estatisticamente significativa entre altos (ou baixos) níveis de financiamento do PRONAF e elevados (ou reduzidos) níveis de eficiência técnica. O agrupamento baixo-baixo, mais numeroso, aparece de forma concentrada em regiões historicamente mais vulneráveis. Em Minas Gerais, destaca-se a área de Teófilo Otoni e Montes Claros; no Nordeste, o padrão baixo-baixo se repete de maneira aglomerada no sertão pernambucano e no sertão paraibano. No estado de Goiás, há concentração no leste goiano,

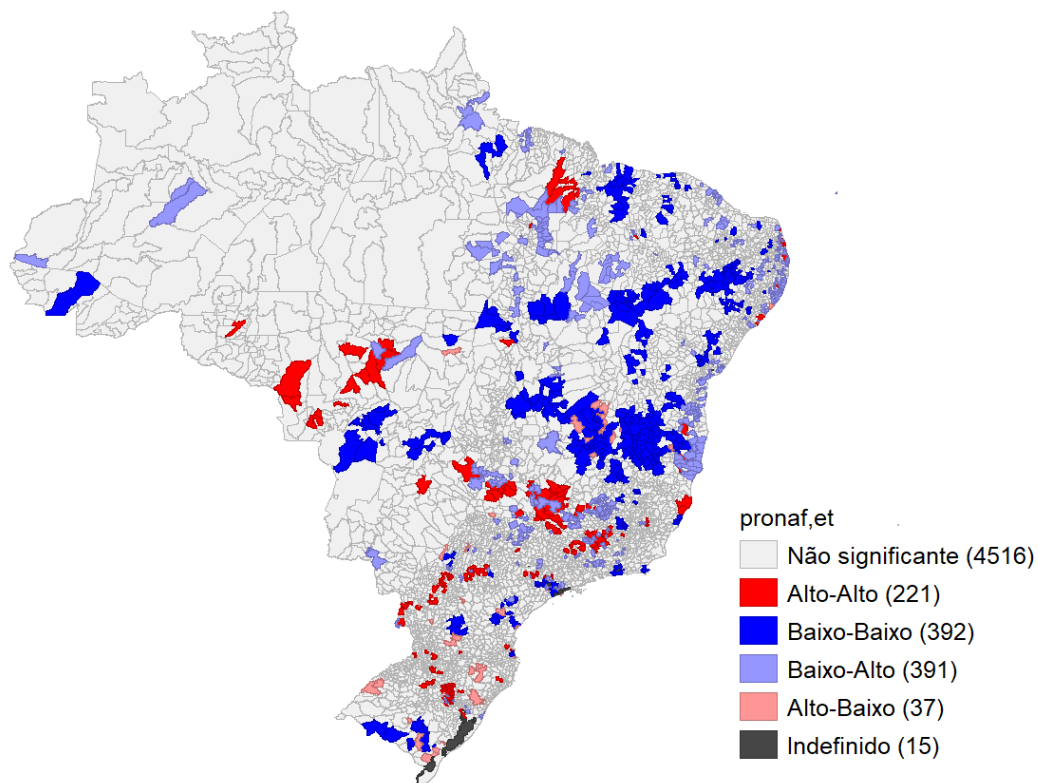
próximo às divisas com a Bahia e Minas Gerais, enquanto no Maranhão esse padrão predomina no norte e leste do estado.

Não obstante, os agrupamentos alto-alto são numericamente inferiores, mas indicam áreas onde a presença de recursos do PRONAF coincide com elevados níveis de eficiência técnica. Há destaque para o Triângulo Mineiro e Alto Paranaíba, bem como para municípios paulistas na região de Assis e na divisa com o Paraná. No Paraná, por sua vez, observa-se concentração no norte central e no oeste do estado. No Rio Grande do Sul, os agrupamentos alto-alto se localizam principalmente no nordeste do estado. É importante observar que há também municípios no Maranhão classificados com alto-alto, eles surgem de maneira relativamente concentrada no oeste maranhense. Ainda há pequenos aglomerados alto-alto no norte e sudoeste de Mato Grosso e no oeste do Espírito Santo.

Partindo para a categoria baixo-alto, que representa municípios com baixo nível de recursos do PRONAF, mas com altos níveis de eficiência técnica, é possível identificar alguns focos de aglomeração, como no extremo sul da Bahia, na região ocidental e sul do Maranhão, no litoral pernambucano e também na região metropolitana de Belo Horizonte, em Minas Gerais. Essa configuração pode indicar áreas onde, mesmo com menor acesso ao crédito rural público, os estabelecimentos agropecuários conseguem manter um bom desempenho produtivo, possivelmente em razão de fatores como estrutura produtiva local, redes de cooperação, uso eficiente de insumos ou conhecimentos tradicionais (CASTRO, 2012). Além desses agrupamentos, também são identificados municípios com essa configuração em estados como Rondônia, Tocantins, Alagoas, São Paulo, Paraná, Santa Catarina, Mato Grosso do Sul e Goiás, embora de forma mais pontual.

Por último, na categoria alto-baixo, composta por municípios que recebem altos volumes de recursos do PRONAF, mas apresentam baixos níveis de eficiência técnica, é numericamente menos expressiva e se mostra espacialmente mais dispersa. Os estados que mais concentram esse tipo de município são Minas Gerais, Rio Grande do Sul, Paraná, São Paulo e Santa Catarina. Essa configuração pode sinalizar a existência de gargalos estruturais ou de implementação das políticas públicas, em que o acesso ao financiamento não tem se traduzido em ganhos de produtividade ou eficiência.

Figura 6- Mapa de Agrupamento bivariado local para as variáveis PRONAF e Eficiência técnica



Fonte: Resultado da pesquisa

A presença de clusters espaciais, tanto univariados quanto bivariados, mostra que fatores territoriais exercem papel importante na conformação dos resultados produtivos e no acesso às políticas públicas de financiamento rural. Uma vez que o território não é neutro, ele influencia e é influenciado pela capacidade de adoção de tecnologias, organização produtiva e acesso ao crédito. Portanto, compreender a lógica espacial desses fenômenos é essencial para o desenho de políticas mais eficazes e territorialmente sensíveis.

5.3. Função fronteira de produção estocástica

A Tabela 4 exhibe os resultados da estimação da função fronteira de produção, cujas variáveis foram normalizadas em termos relativos ao total de estabelecimentos agropecuários familiares de cada município. Essa abordagem, baseada no conceito de “fazenda representativa”, permite interpretar os resultados como médias ponderadas por município, reduzindo a influência de diferenças no porte municipal. Além disso, todas as variáveis foram transformadas em logaritmo natural, de modo que os coeficientes estimados podem ser interpretados como elasticidades. Por isso, cada coeficiente representa a variação percentual esperada na produção (VBP) decorrente de uma variação percentual de 1% na respectiva

variável explicativa, mantendo as demais constantes. A especificação do modelo incluiu efeitos fixos para os estados, com o objetivo de controlar características estruturais específicas de cada unidade da federação que possam influenciar a eficiência produtiva. Para simplificar a apresentação, os coeficientes correspondentes aos efeitos fixos foram omitidos.

Todos os coeficientes da estimação da fronteira estocástica foram estatisticamente significativos ao nível de 1%, como indicado pelos valores-p inferiores a 0,01.

Iniciando pela análise dos coeficientes associados aos insumos produtivos, observa-se que um aumento de 10% na área utilizada está relacionado a um incremento médio de aproximadamente 1,77% no Valor Bruto da Produção (VBP), mantendo-se constantes as demais variáveis. Esse resultado é consistente com o encontrado por Freitas et al. (2014), que identificou uma elasticidade de 1,67% para a área utilizada em sua análise sobre a formação do VBP. De forma semelhante, Freire et al. (2012) também destacam a elevada elasticidade do fator terra, verificando que um aumento de 10% no valor investido nessa variável resultou em um acréscimo de 10,4% na produção de café para os estabelecimentos estudados. A alta sensibilidade do VBP à variável área pode refletir a baixa intensidade tecnológica da agricultura analisada, sugerindo uma estrutura produtiva ainda fortemente dependente da expansão da terra como principal via de aumento da produção.

Da mesma forma, um aumento de 10% no capital produtivo implica em um acréscimo médio de 1,09% no VBP, evidenciando um impacto positivo e altamente significativo, conforme esperado. Esse resultado reforça a importância do capital na atividade agropecuária, abrangendo investimentos em máquinas, equipamentos, benfeitorias e outras infraestruturas produtivas. A elasticidade observada indica que o capital produtivo tem um alto poder de influência na elevação da produtividade, contribuindo para ganhos de escala e eficiência no uso dos demais insumos.

A variável relacionada ao uso de insumos produtivos apresentou uma elasticidade de 0,193%, indicando que um aumento de 10% no valor destinado a esses insumos está associado a um crescimento médio de 1,93% no Valor Bruto da Produção (VBP). Sendo a segunda maior elasticidade entre os fatores de produção, este resultado denota a relevância expressiva dos insumos, como sementes, fertilizantes, defensivos e rações, no processo produtivo agropecuário.

Dentre os insumos analisados, o fator trabalho apresentou o maior impacto marginal sobre o Valor Bruto da Produção, com coeficiente estimado de 0,319. Isso significa que um aumento de 10% na quantidade de trabalho empregado está associado a um incremento médio

de 3,19% na produção, mantendo-se constantes os demais fatores. Esse resultado reforça a centralidade da força de trabalho nas atividades agropecuárias, especialmente em contextos nos quais a mecanização e o uso intensivo de tecnologia ainda são limitados. Estudos anteriores, como os de Freitas (2014), Alves e Souza (2015) e Da Cruz (2023), também destacaram o trabalho como um dos principais determinantes da produção, apontando elasticidades elevadas e confirmando sua relevância persistente no setor. Tais evidências indicam que políticas públicas voltadas ao fortalecimento da qualificação e estabilidade da mão de obra rural podem ter efeitos significativos sobre a produtividade agrícola.

Em relação aos parâmetros de variância, que traz o teor estocástico da função estimada, O parâmetro σ_u (log da variância da ineficiência técnica) apresentou valor estimado de -2,751. Ao exponenciar este valor, obtém-se $\sigma_u \approx e^{-2.751} \approx 0,064$ o que indica a magnitude da variabilidade atribuída à ineficiência técnica entre os produtores.

O parâmetro σ_v (log da variância do erro aleatório) foi estimado em -1,525, também com elevada significância. Isso implica $\sigma_v \approx e^{-1.525} \approx 0,218$, refletindo a presença de choques aleatórios não controlados que afetam a produção, como condições climáticas, pragas ou outros fatores fora do controle do produtor.

O λ ($\lambda = \sigma_u/\sigma_v$) estimado em 0,542, significativamente diferente de zero, indica que existe sim um componente de ineficiência técnica relevante na composição do termo de erro total, embora o erro aleatório (σ_v) seja mais dominante neste caso. Como $\lambda < 1$, a variabilidade associada ao erro aleatório é superior à atribuída à ineficiência, o que pode indicar que a maior parte das variações residuais na produção é explicada por choques estocásticos e não necessariamente por má alocação ou uso ineficiente de recursos por parte dos produtores.

Em suma, a significância estatística de todos os parâmetros e a coerência dos sinais estimados conferem validade econométrica ao modelo proposto. Além disso, o valor de λ maior que zero e estatisticamente significativo confirma a pertinência da abordagem de fronteira estocástica, justificando a decomposição do erro em suas duas componentes e possibilitando a mensuração da eficiência técnica dos produtores analisado.

Tabela 4- Resultado da fronteira de produção estocástica

LnVBP	Coefficiente	Erro Padrão Robusto	Estatística z	P-valor
Ln(Área)	0,177	0,150	11,79	0,000
Ln(Capital)	0,109	0,005	19,67	0,000
Ln(Insumos)	0,193	0,009	19,58	0,000
Ln(Trabalho)	0,319	0,041	7,65	0,000
Const.	1,222	0,125	9,75	0,000
Usigma	-2,751	0,143	-19,17	0,000
Vsigma	-1,525	0,047	-32,26	0,000
Lambda	0,542	0,027	20,01	0,000

Fonte = Resultados da pesquisa

A partir da estimação da função fronteira de produção estocástica, é possível derivar medidas individuais de eficiência técnica (ET) para cada município brasileiro. Essas medidas, comumente nomeadas de escores de eficiência técnica, possibilitam a avaliação do quão próximos os municípios estão da fronteira de produção ideal, estimada a partir dos dados observados.

Para o conjunto do Brasil, a média de eficiência técnica estimada foi de 0,783, ou seja, em média, os estabelecimentos agropecuários operam a 78,3% de sua capacidade potencial máxima de produção, dadas as condições tecnológicas e os insumos utilizados. Esse valor denota a existência de espaço significativo de melhoria, especialmente por meio da adoção de boas práticas de gestão e aumento da eficiência no uso dos recursos produtivos.

Ao fazer a análise regional, nota-se que a Região Norte apresenta a maior média de eficiência técnica, com 79,2%, além de uma baixa dispersão (desvio padrão de 0,068). Apesar disso, o mínimo observado (41,5%) sugere a presença de uma extensa variação de eficiência e redutos de baixo desempenho, ainda que menos extremos do que em outras regiões.

A segunda região com maior eficiência técnica, o Sul do país, tradicionalmente com maior eficiência, aparece com valores muito próximos ao Norte, com média de 79,1% e também com baixa dispersão (0,071), confirmando uma forte consistência nos níveis de eficiência. O valor máximo (93,7%) é o mais alto entre todas as regiões, indicando que alguns estabelecimentos se aproximam bastante da fronteira de eficiência. Entretanto, o valor mínimo de 11,9% mostra que ainda existem casos de baixa performance mesmo em uma região avançada.

A Região Centro-Oeste segue aparece com uma média de 78,6% e relativamente baixa variabilidade (0,084), pode ser associado ao avanço tecnológico e à presença de grandes estabelecimentos agropecuários. Contudo, o mínimo de 8,3% revela que parte dos estabelecimentos ainda opera muito aquém da fronteira de produção.

As Regiões Sudeste e Nordeste apresentaram a menor média de eficiência técnica (ambas com 0,779), além de maior dispersão nos escores. No Sudeste, o desvio padrão de 0,106 e o mínimo de 5,9% indicam uma elevada heterogeneidade entre os municípios, possivelmente refletindo desde áreas altamente tecnificadas até regiões com baixa inserção de práticas produtivas modernas. Já no Nordeste, o desvio padrão de 0,089 e mínimo de 28,5% revelam que, embora a média seja ligeiramente inferior às demais, os casos extremos de baixa eficiência são menos graves do que os observados no Sudeste, ou ainda, no centro-oeste e no sul do país. Tais informações podem ser verificadas na Tabela 5.

Tabela 5- Eficiência Técnica das Regiões Brasileiras

Eficiência Técnica	Média	Desvio-Padrão	Mínimo	Máximo
Brasil	0,783	0,089	0,059	0,937
Norte	0,792	0,068	0,415	0,912
Nordeste	0,779	0,089	0,285	0,936
Sul	0,791	0,071	0,119	0,937
Sudeste	0,779	0,106	0,059	0,936
Centro-oeste	0,786	0,084	0,083	0,920

Fonte: Elaborado pela autora

Em síntese, os resultados indicam que há proximidade entre as médias regionais, mas diferenças importantes na dispersão dos escores, sugerindo que a heterogeneidade intra-regional é tão ou mais relevante que as diferenças entre regiões.

5.4. Estimativas dos determinantes da Eficiência Técnica

Nesta seção, são apresentados os resultados das estimações econométricas realizadas para investigar os determinantes da eficiência técnica dos estabelecimentos agropecuários familiares nos municípios brasileiros. Foram utilizados dois modelos distintos: (i) uma

regressão linear com erros robustos, baseada no método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO); e (ii) um modelo espacial autorregressivo (SAR), que incorpora a defasagem espacial da variável dependente. O objetivo da comparação entre os modelos é avaliar o efeito da autocorrelação espacial na explicação da eficiência técnica.

Ambos os modelos foram estimados com a eficiência técnica (em logaritmo natural) como variável dependente, derivada da fronteira estocástica apresentada na seção anterior. Os coeficientes das *dummies* regionais foram incluídos nos modelos, mas omitidos das tabelas principais para manter o foco nas variáveis de interesse.

Os resultados do modelo de MQO indicaram a presença de problemas espaciais. Portanto, a interpretação dos coeficientes está enviesada, uma vez que a dependência espacial não é incorporada nesse modelo. Assim, a análise a partir do MQO será apresentada apenas para fins comparativos, com o objetivo de evidenciar os efeitos da inclusão da dependência espacial nos modelos de regressão.

A estimação do modelo de autorregressão espacial (SAR), confirma a presença de autocorrelação espacial positiva na eficiência técnica entre os municípios brasileiros. O coeficiente associado à variável dependente defasada espacialmente, representada por $W \cdot \ln(et)$ foi de 0,413 e estatisticamente significativo ao nível de 1%. Esse resultado indica que a eficiência técnica de um município está positivamente associada à eficiência técnica média dos municípios vizinhos. Em termos práticos, um aumento de 10% na eficiência técnica média das localidades vizinhas está associado a um incremento de aproximadamente 4,13% na eficiência técnica do município em análise.

No modelo SAR, essa variável defasada é incluída automaticamente como parte da estrutura do modelo e representa a propagação de efeitos entre unidades espaciais, isto é, captura a interdependência entre observações vizinhas. A inclusão de $W \cdot \ln(et)$ busca modelar explicitamente o fato de que a eficiência técnica em uma dada localidade não é determinada de forma isolada, mas é influenciada pelas condições produtivas, institucionais e sociais dos municípios ao seu redor. A matriz de pesos espaciais W , que define quem são os vizinhos e o grau de influência entre eles, é fundamental para estruturar essa dependência.

Esse tipo de interdependência pode ocorrer, por exemplo, por meio do compartilhamento de práticas produtivas, difusão tecnológica, atuação conjunta em cooperativas regionais, uso comum de infraestrutura ou mesmo pela atuação de políticas públicas com abrangência regional. O coeficiente positivo e significativo de $W \cdot \ln(et)$ sugere,

portanto, que existem externalidades espaciais positivas no processo de geração de eficiência técnica, ou seja, melhorias em um município tendem a se refletir nas localidades adjacentes.

Acerca do PRONAF, objeto principal deste trabalho, foram incluídas três variáveis diretamente relacionadas ao Programa: o volume de recursos aplicados ($\ln(\text{PRONAF})$), a taxa de acesso ($\ln(\text{Taxa de acesso ao PRONAF})$) e o número de contratos ($\ln(\text{contratos})$). Cada uma delas apresenta uma relação distinta com a eficiência técnica estimada para os municípios.

Com a inclusão da defasagem espacial modelo, observou-se uma alteração nos coeficientes de várias variáveis explicativas, refletindo o efeito da autocorrelação espacial nos resultados. No caso do volume de crédito do PRONAF, o impacto sobre a eficiência técnica permaneceu positivo e apresentou um leve aumento. O coeficiente passou de 0,001 para 0,002, indicando que um aumento de 10% no volume de crédito do programa está associado a um incremento de 0,02% na eficiência técnica dos municípios. Essa variação, embora sutil, sugere que a consideração dos efeitos espaciais pode captar externalidades positivas associadas ao acesso ao crédito rural em regiões vizinhas, ampliando, o impacto do PRONAF sobre a eficiência produtiva local. Resultado semelhante foi encontrado por Barbosa *et al.* (2013), que atribuem esse efeito à possibilidade de uso inadequado do crédito por parte dos produtores, como o investimento excessivo em determinados insumos ou a destinação dos recursos para finalidades não produtivas.

A variável referente ao número de contratos manteve seu efeito negativo e estatisticamente significativo sobre a eficiência técnica, com uma magnitude ainda mais acentuada no modelo espacial (-40,79), em comparação ao resultado obtido no modelo tradicional (-28,64).

Em relação à taxa de acesso ao crédito, os resultados empíricos revelam comportamentos distintos a depender da especificação econométrica adotada. No modelo de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), o coeficiente estimado para essa variável é negativo e estatisticamente significativo, sugerindo que um maior acesso ao crédito estaria associado a uma menor eficiência técnica. Por outro lado, ao incorporar a dependência espacial no modelo SAR (*Spatial Autoregressive Model*), o sinal do coeficiente se inverte, tornando-se positivo, ainda que o impacto estimado seja modesto: um aumento de 10% na taxa de acesso ao crédito estaria relacionado a um incremento de aproximadamente 0,01% na eficiência técnica.

Com esses resultados, principalmente da variável contratos e taxa de acesso ao crédito, surgem importantes questionamentos sobre a real efetividade dos programas de crédito rural como instrumento de promoção da eficiência produtiva são levantados, sobretudo quando

desconsideradas as interações espaciais entre os municípios. O contraste entre os modelos evidencia que a omissão da dependência espacial pode distorcer a interpretação dos efeitos, mascarando externalidades positivas que ocorrem em regiões vizinhas a partir do acesso ao crédito.

No entanto, os achados também dialogam com estudos que apontam para um possível uso ineficiente dos recursos oriundos do crédito rural. Barbosa *et al.* (2013) identificaram que o aumento da proporção de estabelecimentos com acesso ao crédito pode, paradoxalmente, estar associado a uma redução na eficiência técnica.

Entre as variáveis produtivas, a adoção de práticas agrícolas sustentáveis apresentou o efeito mais expressivo no modelo SAR, com impacto positivo de 0,15% sobre a eficiência técnica. Esse resultado sugere não apenas ganhos locais, mas também a presença de externalidades positivas que beneficiam municípios vizinhos. No modelo MQO, os efeitos também foram positivos, embora de menor magnitude, com um incremento de 0,04% na eficiência técnica associado à adoção dessas práticas. Ambos considerando-se um incremento de 10% na variável.

A atuação de cooperativas manteve-se com sinal negativo nos dois modelos, indicando uma associação adversa com a eficiência técnica. No entanto, a magnitude desse efeito foi suavizada no modelo espacial, passando de -0,12% para -0,18% com o incremento de 10% na variável, o que pode ser associado a diversos fatores, como a heterogeneidade na qualidade dos serviços oferecidos por essas organizações (COSTA, 2015), problemas de governança e gestão interna (MILANI, 2022), e a participação passiva de alguns cooperados, que não usufruem plenamente dos benefícios potenciais (ENGEL, 2014). Além disso, em determinadas regiões, as cooperativas podem funcionar mais como intermediárias comerciais, com foco limitado em assistência técnica ou capacitação dos produtores. Também é possível que cooperativas de perfil mais social concentrem produtores com menores níveis de capital produtivo e técnico, o que pode influenciar negativamente a eficiência agregada. Tais resultados indicam que a simples vinculação a uma cooperativa não garante, por si só, ganhos de eficiência técnica, sendo necessário considerar o grau de envolvimento dos produtores e a qualidade efetiva dos serviços prestados (FERREIRA, 2005).

Já a orientação técnica permaneceu como o fator mais fortemente associado de forma positiva à eficiência técnica dos estabelecimentos. No modelo SAR, observou-se um impacto de 0,89% decorrente de um aumento de 10% na proporção de estabelecimentos que recebem assistência técnica, um valor superior ao estimado no modelo MQO (0,62%). Evidenciando a

importância estratégica da extensão rural no aprimoramento da gestão produtiva (DE CASTRO, 2017) especialmente quando se considera a dimensão espacial das relações entre municípios. A presença de autocorrelação positiva sugere, inclusive, que os benefícios da orientação técnica podem extrapolar os limites locais, contribuindo para a difusão de boas práticas agrícolas entre regiões vizinhas. Resultados convergentes podem ser verificados nos trabalhos de Nogueira (2005), que constata um incremento no índice de eficiência técnica quando há um aumento do número de estabelecimentos agropecuários que recebem assistência técnica. Portanto, é relevante que os produtores agropecuaristas sejam acompanhados e orientados por técnicos de forma contínua e com qualidade para que possam se tornar mais eficientes.

No conjunto das variáveis sociais, observa-se uma redução na magnitude do impacto da baixa escolaridade sobre a eficiência técnica ao se considerar o modelo SAR. O coeficiente passou de -0,0655 no modelo MQO para -0,044% no modelo espacial, indicando que o efeito negativo da baixa escolaridade tende a se manifestar de forma mais localizada. Compreende-se então que características associadas ao capital humano dos produtores influenciam negativamente a eficiência técnica dos estabelecimentos agropecuários. Esse efeito pode, ainda, ser atribuído à menor capacidade desses produtores em assimilar informações técnicas, interpretar orientações agronômicas, adotar inovações e acessar políticas públicas de forma eficaz, o que compromete o uso eficiente dos insumos e dos fatores de produção (RIBEIRO, 1979). Almeida (2012) também identificou a influência adversa da baixa escolaridade sobre a performance técnica da agropecuária brasileira, ao incorporar uma variável similar diretamente na função de produção (primeiro estágio da fronteira estocástica). Os dados indicam que investimentos em educação rural, tanto formal quanto voltada à capacitação técnica, podem ser cruciais na melhoria da produtividade dos estabelecimentos familiares. A elevação do capital humano no campo contribui para maior capacidade de gestão, compreensão de tecnologias, acesso a políticas públicas e adoção de boas práticas agrícolas.

De forma semelhante, a variável relacionada à baixa idade, definida como a proporção de estabelecimentos geridos por agricultores com menos de 25 anos manteve-se com impacto negativo estatisticamente significativo nos dois modelos, passando de -0,211 no modelo MQO para -0,160% no modelo SAR. Isso implica que um aumento de 10% na participação desses jovens gestores estaria associado a uma redução de aproximadamente 1,6% na eficiência técnica. Esse resultado pode refletir a menor experiência acumulada por esses produtores, a qual é essencial para a tomada de decisões produtivas eficientes no meio rural. Além disso, jovens agricultores podem enfrentar maiores dificuldades de acesso a crédito, insumos e redes

de apoio técnico, especialmente quando não inseridos em programas de sucessão rural bem estruturados (PUNTEL, 2011).

A principal diferença entre os modelos reside na magnitude dos coeficientes estimados, que tende a ser mais elevada no modelo SAR. Isso se deve ao fato de que, no modelo MQO, parte do efeito atribuído às variáveis explicativas pode, na realidade, refletir influências espaciais não explicitadas. O modelo SAR, ao incorporar a defasagem espacial da variável dependente, permite isolar o efeito direto das variáveis locais do efeito indireto oriundo da eficiência dos municípios vizinhos. Com isso, proporciona uma estimativa mais precisa, ao reconhecer a estrutura de interdependência regional presente nos dados.

Todos os resultados comentados nesta seção podem ser visualizados na *Tabela 6*.

Tabela 6- Comparativo das estimativas entre o modelo clássico (MQO) e o modelo espacial SAR

Ln (Eficiência Técnica)	Coefficiente	Coefficiente Espacial	Erro-Padrão Robusto	Erro-Padrão Espacial	P-valor	P-valor Espacial
Ln (PRONAF)	0,001	0,002	0,000	0,000	0,000	0,000
Ln (Contratos)	-28,644	-40,799	2,153	5,496	0,000	0,000
Ln (Taxa de acesso ao PRONAF)	-0,001	0,001	0,000	0,000	0,002	0,002
Ln (Prática Agrícola)	0,004	0,015	0,002	0,003	0,008	0,000
Ln (Cooperativas)	-0,012	-0,018	0,002	0,004	0,000	0,000
Ln (Baixa escolaridade)	-0,065	-0,044	0,004	0,006	0,000	0,000
Ln (Baixa Idade)	-0,211	-0,160	0,029	0,050	0,000	0,001
Ln (Orientação técnica)	0,062	0,089	0,003	0,006	0,000	0,000
Constante	0,053	0,287	0,003	0,008	0,000	0,000
W_ln_et	-	0,413	-	0,013	0,000	0,000

Fonte: Elaborado pela autora

6. Conclusão

Ao longo das últimas três décadas, a agricultura familiar brasileira passou por profundas transformações estruturais, políticas e institucionais. Inicialmente deixada à margem das políticas públicas de modernização agrícola iniciadas nos anos 1960 com a criação do SNCR, a agricultura familiar enfrentou um longo período de exclusão do acesso ao crédito subsidiado, enquanto grandes propriedades agroindustriais se beneficiavam amplamente dos incentivos estatais. Esse desequilíbrio contribuiu para a concentração fundiária, o êxodo rural e a fragilização socioeconômica dos pequenos produtores, especialmente durante os anos 1980 e 1990, quando crises econômicas e políticas de abertura agravaram ainda mais suas condições.

No entanto, a partir da redemocratização e da crescente mobilização dos movimentos sociais do campo, especialmente por meio de entidades como a CONTAG e o MST, novas demandas por políticas voltadas aos agricultores familiares começaram a ganhar espaço na agenda pública. Esse processo culminou na criação do Programa Nacional de Fortalecimento da Agricultura Familiar (PRONAF), em 1996, marco fundamental na consolidação de uma política agrícola voltada ao desenvolvimento sustentável e à valorização desse segmento. Assim, a trajetória da agricultura familiar no Brasil reflete não apenas um processo de exclusão e resistência, mas também de reorganização institucional e busca por maior integração com políticas públicas de apoio à produção, crédito e assistência técnica.

A presente dissertação teve como objetivo principal investigar o impacto do Programa Nacional de Fortalecimento da Agricultura Familiar (PRONAF) sobre a eficiência técnica dos estabelecimentos agropecuários familiares no Brasil, utilizando uma abordagem metodológica que combina fronteira estocástica de produção e econometria espacial.

Os resultados confirmaram as hipóteses centrais da pesquisa. Primeiramente, observou-se que há significativa dependência espacial na distribuição da eficiência técnica entre os municípios brasileiros. Além disso, o volume de crédito do PRONAF está positivamente associado à eficiência técnica dos estabelecimentos familiares.

A estimativa da fronteira estocástica revelou níveis heterogêneos de eficiência técnica entre os estabelecimentos da agricultura familiar, refletindo desigualdades estruturais que persistem em termos de acesso a recursos, tecnologias e políticas públicas.

Ao comparar os modelos de regressão clássica (MQO) e espacial (SAR), ficou evidente que a omissão da estrutura espacial pode levar a interpretações equivocadas sobre os impactos do PRONAF. O modelo SAR, ao capturar os efeitos de vizinhança, demonstrou que a presença de externalidades positivas entre municípios pode amplificar os benefícios do crédito rural,

mesmo quando os impactos diretos são aparentemente modestos. Além disso, variáveis como a orientação técnica, o nível educacional dos gestores e a participação em cooperativas mostraram-se significativos na explicação da eficiência técnica, indicando que o crédito, por si só, não é suficiente para garantir produtividade e sustentabilidade.

Com isso, fica clara a necessidade de uma reformulação na implementação do PRONAF, visando ampliar sua efetividade. Primeiramente, no nível federal, é fundamental aprimorar os critérios de distribuição dos recursos, priorizando regiões historicamente marginalizadas, como o Nordeste, e reforçando mecanismos de equidade territorial. Isso implica repensar o modelo de alocação de crédito com base em indicadores de vulnerabilidade produtiva, e não apenas na capacidade de absorção financeira dos municípios.

No âmbito estadual e municipal, torna-se imprescindível fortalecer as redes locais de assistência técnica e extensão rural, garantindo que o acesso ao crédito seja acompanhado de orientações adequadas para seu uso eficiente. O estímulo à formação e à capacitação dos produtores deve ser uma prioridade, especialmente entre jovens e agricultores com baixa escolaridade. Medidas como programas de educação rural integrada, apoio a escolas técnicas agrícolas e parcerias com universidades públicas podem ser caminhos eficazes nesse sentido. Além disso, as organizações da sociedade civil e as cooperativas podem promover o compartilhamento de boas práticas e tecnologias sustentáveis.

Por fim, é fundamental que a econometria espacial passe a ser incorporada com mais frequência nas análises de políticas públicas voltadas ao meio rural. Essa abordagem permite captar com mais precisão as dinâmicas entre os territórios, reconhecendo que o que acontece em um município pode influenciar diretamente seus vizinhos. Considerar esses efeitos de interação é recomendável para desenhar políticas mais próximas da realidade vivida no campo, mais justas, eficazes e sensíveis às particularidades de cada região.

Em suma, o PRONAF tem seu papel relevante no apoio à agricultura familiar, mas seu impacto pode ser limitado se não vier acompanhado de outras iniciativas. Melhorar a eficiência produtiva no campo exige mais do que crédito: é preciso pensar em formação técnica, assistência contínua, incentivo à cooperação entre produtores e uma distribuição mais equilibrada dos recursos.

Como toda pesquisa empírica, este trabalho também possui limitações. A análise baseia-se em dados agregados por município, o que pode mascarar heterogeneidades importantes entre os estabelecimentos localizados no mesmo território. Além disso, a utilização de dados do Censo Agropecuário de 2017, último disponível até o momento, impõe restrições temporais à

análise, impedindo a avaliação de possíveis evoluções mais recentes nas dinâmicas da agricultura familiar. Outra limitação está na modelagem estática empregada, que não permite captar com profundidade os efeitos dinâmicos e de longo prazo do crédito sobre a eficiência produtiva.

Tais limitações abrem espaço para desdobramentos futuros. Pesquisas subsequentes podem explorar abordagens em painel, incorporando dados ao longo do tempo para avaliar com maior robustez a persistência dos efeitos do PRONAF. Outra possibilidade seria a análise microeconômica em nível de estabelecimento, permitindo uma investigação mais precisa das características individuais que influenciam a eficiência técnica. Além disso, estudos qualitativos e mistos poderiam contribuir para entender melhor os mecanismos de implementação do crédito rural e suas barreiras práticas. Por fim, a combinação entre métodos econométricos espaciais e dados georreferenciados pode permitir análises ainda mais sofisticadas sobre o papel da localização e da conectividade territorial no desempenho da agricultura familiar.

Referências

- ABRAMOVAY, Ricardo; VEIGA, José Eli. **Novas instituições para o desenvolvimento rural: o caso do Programa Nacional de Fortalecimento da Agricultura Familiar (PRONAF)**. Brasília: Working Paper, 1998.
- ADETUTU, Morakinyo; GLASS, Anthony J.; KENJEGALIEVA, Karlighash; SICKLES, Robin C. **The effects of efficiency and TFP growth on pollution in Europe: a multistage spatial analysis**. *Journal of Productivity Analysis*, v. 43, p. 307-326, 2015.
- AIGNER, D.J.; LOVELL, C.A.K.; SCHMIDT, P. **Formulation and estimation of stochastic frontier production function models**. *Journal of econometrics*, Lausanne, v.6, n.1, p.21-37, jul. 1977.
- ALMEIDA, Eduardo. **Econometria espacial aplicada**. Campinas: Alínea, 2012.
- ALMEIDA, Paulo Nazareno Alves. **Fronteira de produção e eficiência técnica da agropecuária brasileira em 2006**. Piracicaba, SP: Esalq, 2012. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, São Paulo.
- ALVES, E.; SOUZA, G. S. **Pequenos estabelecimentos também enriquecem? Pedras e tropeços**. *Revista de Política Agrícola*, v.24, n. 3, p. 7-21, 2015.
- AMSLER, Sarah; FACER, Keri. **Contesting anticipatory regimes in education: exploring alternative educational orientations to the future**. *Futures*, v. 94, p. 6-14, 2017.
- ANSELIN, Luc. **Local Indicators of Spatial Association—LISA**. *Geographical Analysis*, v. 27, p. 93-115, 1995.
- BARBOSA, W. D. F., SOUSA, E. P. D., AMORIM, A. L., & CORONEL, D. A. **Eficiência técnica da agropecuária nas microrregiões brasileiras e seus determinantes**. *Ciência Rural*, v. 43, p. 2115-2121, 2013.
- BATISTA, F. D. **Metodologia para o uso da análise por envoltória de dados no auxílio à decisão**. 2009. 107 p. Dissertação (Mestrado em Engenharia de Produção) Universidade Federal de Itajubá, Itajubá, 2009.

- BATISTA, Henrique Rogê; NEDER, Henrique Dantas. **Efeitos do PRONAF sobre a pobreza rural no Brasil (2001-2009)**. Revista de Economia e Sociologia Rural, v. 52, p. 147-166, 2014.
- BATTESE, George; COELLI, Timothy James. **A model for technical inefficiency effects in a stochastic frontier production function for panel data**. Empirical Economics, v. 20, p. 325-332, 1995.
- BAUMONT, Catherine. **Spatial effects in housing price models: do house prices capitalize urban development policies in the agglomeration of Dijon**. 1999. Université de Bourgogne.
- BOTELHO, Luana Marina Salgado; SUELA, Attawan Guerino Locatel. **Evolução e distribuição do PRONAF entre 2017 e 2022: um estudo multirregional das linhas custeio e investimento**. Revista Eletrônica Multidisciplinar de Investigação Científica, v. 2, n. 1, 2023.
- BRIGATTE, Henrique; TEIXEIRA, Erly Cardoso. **Determinantes de longo prazo do produto e da produtividade total dos fatores da agropecuária brasileira no período 1974-2005**. Revista de Economia e Sociologia Rural, v. 49, p. 815-836, 2011.
- CASTRO, César Nunes de. **A agricultura no Nordeste brasileiro: oportunidades e limitações ao desenvolvimento**. Texto para Discussão, 2012.
- CENTRO DE ESTUDOS AVANÇADOS EM ECONOMIA APLICADA (CEPEA); CONFEDERAÇÃO DA AGRICULTURA E PECUÁRIA DO BRASIL (CNA). **Mercado de trabalho do agronegócio brasileiro**. Piracicaba: ESALQ/USP, 2023.
- CENTRO DE ESTUDOS AVANÇADOS EM ECONOMIA APLICADA (CEPEA); CONFEDERAÇÃO NACIONAL DA AGRICULTURA E PECUÁRIA (CNA). **PIB do agronegócio: fechamento de 2023 com queda de 2,99%**. Piracicaba: ESALQ/USP, 2023. Disponível em: https://cepea.esalq.usp.br/upload/kceditor/files/CT-PIB-AGRO_26.MAR.24.pdf. Acesso em: 5 jun. 2024.
- CHAMBERS, Roberto G. **Applied production analysis: a dual approach**. New York: Cambridge University Press, 1988.
- CHEBIL, A., HASHIM, A. A., HASSAN, A. O., ABDALLA, I., TAHIR, I., ASSEFA, S., & YAMEOGO, O. **Metafrontier analysis of technical efficiency of wheat farms in Sudan**. Journal of Agricultural Science, v. 8, n. 2, p. 179-190, 2016.

COELHO, Luísa Fancelli; BRAGAGNOLO, Cassiano. **Fatores determinantes da eficiência técnica da cana-de-açúcar nos polos de produção do sudeste e centro-oeste brasileiros.** Estudos Econômicos (São Paulo), v. 54, n. 1, p. 167-204, 2024.

COELLI, T. J.; RAO, D. S. P.; O'DONNELL, C. J.; BATTESE, G. E. **An introduction to efficiency and productivity analysis.** 2. ed. New York: Springer, 2005. 349 p.

COSTA, Bianca Aparecida Lima; AMORIM JUNIOR, Paulo Cesar Gomes; SILVA, Marcio Gomes da. As cooperativas de agricultura familiar e o mercado de compras governamentais em Minas Gerais. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 53, p. 109-126, 2015.

COSTA, Lorena Vieira; FREITAS, C. O. **Crédito e extensão rural: impactos isolados e da sinergia sobre a eficiência técnica dos agricultores brasileiros.** In: 46º ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 2018, Niterói. Anais [...]. Niterói: ANPEC, 2018.

CPI/PUC-Rio. **Apenas 15% dos agricultores familiares no Brasil têm acesso a crédito rural.** Disponível em: <<https://www.climatepolicyinitiative.org/pt-br/press-release/apenas-15-dos-agricultores-familiares-no-brasil-tem-acesso-a-credito-rural/>>. Acesso em: 6 jun. 2024.

Cruz, N. B., Jesus, J. G., Bacha, C. J. C. & Costa, E. M. (2020). Acesso da agricultura familiar ao crédito e à assistência técnica no Brasil. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, 59(3), e226850. <https://doi.org/10.1590/18069479.2021.226850>.

CRUZ, Nayara Barbosa da. **Impactos do PRONAF sobre a eficiência técnica da agricultura familiar no Brasil.** 2023. Tese (Doutorado em Economia). Universidade de São Paulo, São Paulo, 2023.

DA SILVA RODRIGUES, Vera Lúcia Graziano. **O NOVO RURAL E AS NOVAS ORGANIZAÇÕES EM VINHEDO.** Cadernos CERU, v. 14, p. 11-35, 2003.

DA SILVA, José Graziano. **O novo rural brasileiro.** Nova economia, v. 7, n. 1, p. 43-81, 1997.

DAMASCENO, N. P.; KHAN, A. S.; LIMA, P. V. P. S. **O impacto do PRONAF sobre a sustentabilidade da agricultura familiar, geração de emprego e renda no Estado do Ceará.** *Revista de Economia e Sociologia Rural*, Piracicaba, v. 49, n. 1, p. 129-156, jan./mar. 2011.

DE CASTRO, Elaine Monalize Serafim et al. Avaliando assistência técnica rural e limitações dos produtores de leite de cabra nas regiões do semiárido pernambucano e baiano. 2017.

DE PAIVA SILVA, Márcia A. P.; GOMES, Marília Fernandes Maciel; SANTOS, Maurinho Luiz dos. **Análise da eficiência tecnológica dos agricultores familiares e sua comparação com a distribuição dos recursos do PRONAF**. Informe Gepec, v. 12, n. 1, p. 1-19, 2000.

DE PAIVA SILVA, Maria Aparecida; FERNANDES MACIEL GOMES, Marília; LUIZ DOS SANTOS, Maurinho. **ANÁLISE DA EFICIÊNCIA TECNOLÓGICA DOS AGRICULTORES FAMILIARES E SUA COMPARAÇÃO COM A DISTRIBUIÇÃO DOS RECURSOS DO PRONAF**. Informe GEPEC, [S. l.], v. 12, n. 1, 2000. DOI: 10.48075/igepec.v12i1.1807. Disponível em: <https://e-revista.unioeste.br/index.php/gepec/article/view/1807>. Acesso em: 10 jun. 2024.

DORNELAS, L. N. D. **Evolução da política de crédito rural no Brasil: uma análise histórica**. Extensão Rural, Santa Maria, v. 27, n. 2, p. 25-39, abr./jun. 2020. Disponível em: <https://doi.org/10.5902/2318179637583>. Acesso em: 5 jun. 2024.

ENGEL, V., DE ALMEIDA FEIJÓ, G. G. F., & DEPONTI, C. M.. **Agricultura familiar no contexto das cooperativas rurais: o caso da ECOCITRUS**. Cadernos de Ciência & Tecnologia, v. 34, n. 1, p. 59-81, 2017.

FARREL, M. J. **The measurement of productive efficiency**. Journal of the Royal Statistical Society, v. 120, n. 3, p. 253-290, 1957.

FAVERO, L, ALVES. **Análise de desempenho do Programa Nacional de Fortalecimento da Agricultura Familiar – PRONAF em Pernambuco**. In: XL CONGRESSO SOBER, 2002, Passo Fundo. Anais [...]. Passo Fundo: SOBER, 2002.

FERREIRA, Marco Aurélio Marques. **Eficiência técnica e de escala de cooperativas e sociedades de capital na indústria de laticínios do Brasil**. 2005.

FREITAS, Carlos Otávio. **Tamanho dos estabelecimentos e eficiência técnica na agropecuária brasileira**. 2014. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2014.

FREITAS, Carlos Otávio; SILVA, Fernanda Aparecida; TEIXEIRA, Erly Cardoso. **Crédito rural e desempenho produtivo na agropecuária brasileira**. In: VIEIRA FILHO, J. E. R.; GASQUES, J. G. (Eds.). Uma jornada pelos contrastes do Brasil: cem anos de censo agropecuário. p. 281-294, 2020.

GAMBETTA, Marcos Luiz; PEREIRA, Márcia Fernanda. **Distribuição dos recursos do Programa Nacional de Fortalecimento da Agricultura Familiar (PRONAF) no Brasil: análise dos valores médios dos contratos firmados entre 2017 e 2021 por região, atividade e tipo de pessoa.** Ágora: Revista de Divulgação Científica, v. 28, p. 47-72, 2023.

GASQUES, J. G.; FREITAS, R. E.; BASTOS, E. T.; SILVA, H. D.; SILVA, A. D. **Agricultura familiar – PRONAF: análise de alguns indicadores.** In: XVIII CONGRESSO SOBER, 2005, Ribeirão Preto. Anais [...]. Ribeirão Preto: SOBER, 2005.

GASQUES, José Garcia; BACCHI, Mirian Rumenos P.; BASTOS, Eliana Teles. **Impactos do crédito rural sobre variáveis do agronegócio.** Revista de Política Agrícola, v. 26, n. 4, p. 132-140, 2017.

GAZOLLA, Marcio; SCHNEIDER, Sergio. **Qual "fortalecimento" da agricultura familiar?: uma análise do PRONAF crédito de custeio e investimento no Rio Grande do Sul.** Revista de Economia e Sociologia Rural, v. 51, n. 1, p. 45–68, jan. 2013.

GHINOI, Stefano; JUNIOR, Valdemar João Wesz; PIRAS, Simone. Political debates and agricultural policies: Discourse coalitions behind the creation of Brazil's PRONAF. **Land Use Policy**, v. 76, p. 68-80, 2018.

GHINOI, Stefano; JUNIOR, Valdemar João Wesz; PIRAS, Simone. **Political debates and agricultural policies: Discourse coalitions behind the creation of Brazil's PRONAF.** Land Use Policy, v. 76, p. 68-80, 2018.

GREENE, William H. **Maximum likelihood estimation of econometric frontier functions.** Journal of Econometrics, Lausanne, v. 13, n. 1, p. 27-56, may 1980.

GRESELE, Wanderson Dutra; BRUN, Jackson Rodrigo; WALTER, Silvana Anita. **Impacto do PRONAF no crescimento econômico dos municípios paranaenses no período de 2012 a 2016.** Revista Gestão e Desenvolvimento, v. 18, n. 3, p. 212-236, 2021.

GRISA, Catia. **Políticas públicas para a agricultura familiar no Brasil: produção e institucionalização das ideias.** 2012.

GUANZIROLI, Carlos. E. **PRONAF dez anos depois: resultados e perspectivas para o desenvolvimento rural**. Revista de Economia e Sociologia Rural, Rio de Janeiro, v. 45, n. 2, p. 121-146, abr./jun. 2007.

HAMPF, Anna Claudia. **Avaliação do impacto do PRONAF sobre a agricultura familiar no município de bonito, estado de Pernambuco, mediante o uso do propensity score matching**, 2013.

HANLEY, N.; SPASH, C. L. **Farm management research for small farmer development**. Food and Agriculture Organisation of the United Nations, Rome, 1993.

HELFAND, Steven M. The distribution of subsidized agricultural credit in Brazil: do interest groups matter?. **Development and Change**, v. 32, n. 3, p. 465-490, 2001.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA - IBGE. Disponível em: <http://www.ibge.gov.br>. Acesso em: jun. 2024.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Censo Agropecuário 2017**. Rio de Janeiro: IBGE. 2017.

JONDROW, James; LOVELL, Ca Knox; MATEROV, Ivan S.; SCHMIDT, Peter. **On the estimation of technical inefficiency in the stochastic frontier production function model**. Journal of Econometrics, Lausanne, v. 19, n. 2-3, p. 233-238, aug. 1982.

JUNIOR, Valdemar João Wesz. **O PRONAF pós-2014: intensificando a sua seletividade?** Revista Grifos, v. 30, n. 51, p. 89-113, 2021.

KASSAI, S. **Utilização da análise por envoltórias de dados (DEA) na análise de demonstrações contábeis**. Tese (doutorado) Faculdade de Economia e Arquitetura - FEA - da USP. São Paulo, 2002.

Lei nº 11.326, de 24 de julho de 2006. Estabelece as diretrizes para a formulação da Política Nacional da Agricultura Familiar e Empreendimentos Familiares Rurais. Diário Oficial da União, Brasília, DF, 25 jul. 2006.

LEITE, Sérgio Pereira. Análise do financiamento da política de crédito rural no Brasil (1980-1996). **Estudos sociedade e agricultura**, 2001.

LIMA, André Luis Ribeiro. **Eficiência produtiva e econômica da atividade leiteira em Minas Gerais**. 2006. 127 p. Tese (Doutorado em Administração) – Universidade Federal de Lavras, Lavras, 2006.

LIMA, João Batista Oliveira. **Crédito rural e eficiência técnica da agropecuária dos municípios do Estado da Bahia**. 2012. Dissertação (Mestrado em Economia) – Universidade Federal da Bahia, Salvador, 2012.

MACHADO, Bruno de Souza; NEVES, Mateus de Carvalho Reis; BRAGA, Marcelo José; COSTA, Davi Rogério Moura. **Access and impact of PRONAF in Brazil: evidence on typologies and regional concentration**. Revista de Economia e Sociologia Rural, v. 62, n. 3, p. e273994, 2024. Disponível em: <https://doi.org/10.1590/1806-9479.2023.273994>. Acesso em: 5 jun. 2024.

MAGALHÃES, André Matos, et al. **The family farm program in Brazil: the case of Pernambuco**. In: XVIII CONGRESSO SOBER, 2005, Ribeirão Preto. Anais [...]. Ribeirão Preto: SOBER, 2005.

MAIA, Alexandre Gori; EUSÉBIO, Gabriela dos Santos; DA SILVEIRA, Rodrigo Lanna Franco. **Can credit help small family farming? Evidence from Brazil**. Agricultural Finance Review, v. 80, n. 2, p. 212-230, 2020.

Mattei, L. (2005). Impactos do PRONAF: Análise de Indicadores. Brasília: Ministério do Desenvolvimento Agrário, Núcleo de Estudos Agrário e Desenvolvimento Rural (NEAD - Estudos)

Ministério da Agricultura e Pecuária (MAPA). **Exportações do agronegócio fecham 2023 com US\$ 166,55 bilhões em vendas**. Brasília, 2024. Disponível em: <https://www.gov.br/agricultura/pt-br/assuntos/noticias/exportacoes-do-agronegocio-fecham-2023-com-us-166-55-bilhoes-em-vendas>. Acesso em: jul. 2024.

MORAN, Patrick Alfred Pierce. **The interpretation of statistical maps**. Journal of the Royal Statistical Society, v. 10, p. 243-251, 1948.

NEVES, Mateus de Carvalho Reis; FREITAS, Carlos Otávio; FIGUEIREDO, Felipe; MOURA, Davi Rogério; BRAGA, Marcelo José. **Does access to rural credit help decrease**

income inequality in Brazil? Journal of Agricultural and Applied Economics, v. 52, n. 3, p. 440-460, 2020.

NOGUEIRA, M. A. Eficiência técnica na agropecuária das microrregiões brasileiras. 2005. 105f. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Universidade Federal de Viçosa, MG.

ODLAND, John; ELLIS, Mark. **Household organization and the interregional variation of out-migration rates.** Demography, v. 25, n. 4, p. 567-579, 1988.

OLIVEIRA SANTOS, Izael; TAVARES, Marcelo. **Eficiência técnica, alocativa e de custos na produção de arroz no Brasil.** Observatorio de la Economía Latinoamericana, n. outubro, 2018.

PEREIRA, Eder Lucinda; NASCIMENTO, Jean Santos. **Efeitos do PRONAF sobre a produção agrícola familiar dos municípios tocantinenses.** Revista de Economia e Sociologia Rural, v. 52, p. 139-156, 2014.

PUNTEL, Jovani Augusto; PAIVA, Carlos Águedo Nagel; RAMOS, Marília Patta. Situação e perspectivas dos jovens rurais no campo. In: **Circuito de Debates Acadêmicos Ipea e Associações de Pós-Graduação em Ciências Humanas (1.: 2011: nov. 23-25: Brasília, DF). Conferência do Desenvolvimento (2.: 2011: nov. 23-25: Brasília, DF). Anais.. Brasília: Ipea, 2011. 1 CD-ROM. 2011.**

REIS, R. P. **Estrutura produtiva da pecuária leiteira sob condições de intervenção: um estudo de caso em Minas Gerais.** 1992. 151 f. Tese (Doutorado em Economia Rural) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 1992.

RIBEIRO, José Leonardo. A contribuição da educação na produção agrícola. **Brazilian Journal of Rural Economy and Sociology (Revista de Economia e Sociologia Rural-RESR)**, v. 17, n. 4, p. 85-118, 1979.

RODRIGUES, Gabriel Magalhães. **O PRONAF na Zona da Mata Mineira: efeitos nos PIBs total e setorial dos municípios.** Revista de Economia e Sociologia Rural, v. 57, n. 1, p. 29-48, 2019.

RODRIGUES, Geizibel Lopes; SILVA, Diego Firmino Costa da. **Interação espacial entre os investimentos no PRONAF e o Índice de Desenvolvimento Rural nos municípios do Nordeste**. Interações (Campo Grande), v. 22, p. 543-561, 2021.

SILVA, L.A.C. da. **A função de produção da agropecuária brasileira: diferenças regionais e evolução no período 1975 - 1985**. 1996. 157p. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Esalq, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 1996.

SILVEIRA, Marina Porto Coelho; MONTENEGRO, Rosa Livia Gonçalves; PEREIRA, Patrícia Alves Rosado. **PRONAF e desenvolvimento rural: uma análise para Minas Gerais nos anos de 2006 e 2017**. Revista de Economia e Sociologia Rural, v. 62, n. 2, e264581, 2024. Disponível em: <https://doi.org/10.1590/1806-9479.2023.264581>. Acesso em: 30 mai. 2024.

Souza, P. M., et al. (2013). Distribuição espacial do crédito rural e seus condicionantes no Brasil. Revista de Economia e Sociologia Rural, 51(supl. 1), S107-S126.

SPANEVELLO, R. M. Problemas de governança em cooperativas de produtores de leite no Estado do RS. **Revista de Gestão e Organizações Cooperativas**, [S. l.], v. 7, p. 80–95, 2022. DOI: 10.5902/2359043240852. Disponível em: <https://periodicos.ufsm.br/rgc/article/view/40852>. Acesso em: 23 abr. 2025.

TENCHINI, Frederico Pereira; FREITAS, Carlos Otávio. **Agricultura familiar no estado do Rio de Janeiro: desenvolvimento regional sustentável e sua relação com o crédito via PRONAF**. Revista de Economia e Sociologia Rural, v. 62, n. 2, e266755, 2024. Disponível em: <https://doi.org/10.1590/1806-9479.2023.266755>. Acesso em: 30 mai. 2024.

THIRY, B.; TULKENS, H. **Productivity, efficiency and technical progress: concepts and measurement**. Annals of Public & Cooperative Economics, Hoboken, v. 60, n. 1, p. 9–42, 1989.

THIRY, Bernard; TULKENS, Henry. **Productivity, efficiency and technical progress: concepts and measurement**. Annals of Public & Cooperative Economics, Hoboken, v. 60, n. 1, p. 9-42, 1989.

TOBLER, Waldo R. **A computer movie simulating urban growth in the Detroit region**. Economic Geography, v. 46, p. 234-240, 1970.

TORRES, Ronaldo; BENDER FILHO, Reisoli; DE PEREIRA, Mateus Machado. **Efeitos do crédito rural para o estado do Rio Grande do Sul no período de 2013 a 2019**. Revista Gestão e Desenvolvimento, v. 19, n. 2, p. 28-48, 2022.

TRADE MAP. [S. l.], 2023. Disponível em: <portal.trademap.com.br>. Acesso em: 5 jun. 2023.

USDA. Departamento de Agricultura dos Estados Unidos. **Sobre o USDA Brasil**. 2023c. Disponível em: <https://usdabrazil.org.br/sobre-o-usda-brasil/>. Acesso em: 25 mai. 2024.

VIEIRA, Kelmara Mendes; LENZ, Solei Rejane; VISENTINI, Monize Sâmara. **Financiamento, bem-estar financeiro e qualidade de vida: percepções dos beneficiários do PRONAF**. Historia Agraria: Revista de Agricultura e Historia Rural, n. 84, p. 209-238, 2022.

ZELLER, M.; SCHIESARI, C.. **The unequal allocation of PRONAF resources: which factors determine the intensity of the program across Brazil?**. Revista de Economia e Sociologia Rural, v. 58, n. 3, p. e207126, 2020.