

Ramos, Érica Basílio Tavares; Vieira Filho, José Eustáquio Ribeiro

Working Paper

Cooperativismo e associativismo na produção agropecuária de menor porte no Brasil

Texto para Discussão, No. 2693

Provided in Cooperation with:

Institute of Applied Economic Research (ipea), Brasília

Suggested Citation: Ramos, Érica Basílio Tavares; Vieira Filho, José Eustáquio Ribeiro (2021) : Cooperativismo e associativismo na produção agropecuária de menor porte no Brasil, Texto para Discussão, No. 2693, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), Brasília, <https://doi.org/10.38116/td2693>

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/249211>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

TEXTO PARA DISCUSSÃO

2693

**COOPERATIVISMO E
ASSOCIATIVISMO NA
PRODUÇÃO AGROPECUÁRIA
DE MENOR PORTE NO BRASIL**

**ÉRICA BASÍLIO TAVARES RAMOS
JOSÉ EUSTÁQUIO RIBEIRO VIEIRA FILHO**



**COOPERATIVISMO E ASSOCIATIVISMO
NA PRODUÇÃO AGROPECUÁRIA DE
MENOR PORTE NO BRASIL**

ÉRICA BASÍLIO TAVARES RAMOS¹

JOSÉ EUSTÁQUIO RIBEIRO VIEIRA FILHO²

1. Doutoranda em agronegócio pela Universidade Federal de Goiás (UFG).
E-mail: <ericabasiliotavares@gmail.com>.

2. Técnico de planejamento e pesquisa na Diretoria de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais (Dirur) do Ipea; e professor dos Programas de Pós-Graduação em Agronegócio da Universidade de Brasília (Propaga/UnB) e em Economia Aplicada da Universidade Federal de Viçosa (PPGEA/UFV).
E-mail: <jose.vieira@ipea.gov.br>.

Governo Federal

Ministério da Economia

Ministro Paulo Guedes

ipea Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada

Fundação pública vinculada ao Ministério da Economia, o Ipea fornece suporte técnico e institucional às ações governamentais – possibilitando a formulação de inúmeras políticas públicas e programas de desenvolvimento brasileiros – e disponibiliza, para a sociedade, pesquisas e estudos realizados por seus técnicos.

Presidente

CARLOS VON DOELLINGER

Diretor de Desenvolvimento Institucional
MANOEL RODRIGUES JUNIOR

**Diretora de Estudos e Políticas do Estado,
das Instituições e da Democracia**
FLÁVIA DE HOLANDA SCHMIDT

Diretor de Estudos e Políticas Macroeconômicas
JOSÉ RONALDO DE CASTRO SOUZA JÚNIOR

Diretor de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais
NILO LUIZ SACCARO JÚNIOR

**Diretor de Estudos e Políticas Setoriais de
Inovação e Infraestrutura**
ANDRÉ TORTATO RAUEN

Diretora de Estudos e Políticas Sociais
LENITA MARIA TURCHI

**Diretor de Estudos e Relações Econômicas e
Políticas Internacionais**
IVAN TIAGO MACHADO OLIVEIRA

Assessor-chefe de Imprensa e Comunicação
ANDRÉ REIS DINIZ

OUVIDORIA: <http://www.ipea.gov.br/ouvidoria>
URL: <http://www.ipea.gov.br>

Texto para Discussão

Publicação seriada que divulga resultados de estudos e pesquisas em desenvolvimento pelo Ipea com o objetivo de fomentar o debate e oferecer subsídios à formulação e avaliação de políticas públicas.

© Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – **ipea** 2021

Texto para discussão / Instituto de Pesquisa Econômica
Aplicada.- Brasília : Rio de Janeiro : Ipea , 1990-

ISSN 1415-4765

1. Brasil. 2. Aspectos Econômicos. 3. Aspectos Sociais.
I. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.

CDD 330.908

As publicações do Ipea estão disponíveis para *download* gratuito nos formatos PDF (todas) e EPUB (livros e periódicos).
Acesse: <http://www.ipea.gov.br/portal/publicacoes>

As opiniões emitidas nesta publicação são de exclusiva e inteira responsabilidade dos autores, não exprimindo, necessariamente, o ponto de vista do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada ou do Ministério da Economia.

É permitida a reprodução deste texto e dos dados nele contidos, desde que citada a fonte. Reproduções para fins comerciais são proibidas.

JEL: C01; O13; Q1.

DOI: <http://dx.doi.org/10.38116/td2693>

SUMÁRIO

SINOPSE

ABSTRACT

1 INTRODUÇÃO.....	6
2 REVISÃO DE LITERATURA: COOPERATIVISMO E ASSOCIATIVISMO NA AGRICULTURA	9
3 MÉTODOS DE ANÁLISE	14
4 ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS.....	26
5 CONCLUSÕES.....	41
REFERÊNCIAS.....	43

SINOPSE

As organizações coletivas de produção (cooperativas e associações) podem barganhar melhores preços e menores custos, o que aumenta a receita líquida, por um lado, e facilita a adoção de tecnologias, por outro. Este estudo busca avaliar o impacto da produção familiar no Brasil e sua relação com a estrutura produtiva. Como hipótese, acredita-se que organizações coletivas de produção (cooperativas ou associações de produtores) contribuem para o crescimento da produção da agropecuária de menor porte e para o uso mais eficiente dos recursos. Portanto, primeiramente, estimou-se uma função de produção, por meio do modelo de fronteira estocástica espacial local, para avaliar a dinâmica produtiva e a presença institucional de cooperativas e associações nos municípios brasileiros. Em seguida, foram mensuradas as fontes de eficiência técnica da produção de menor porte. Com base no Censo Agropecuário de 2017, constatou-se que o percentual regional da produção da agricultura familiar em cooperativas e associações tem efeito positivo no valor bruto da produção e no desenvolvimento local. Os resultados mostraram que os municípios do Nordeste apresentam eficiência técnica inferior aos das regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste. Essa conclusão está relacionada ao ambiente institucional, que no Sul pode promover políticas com maior integração local (*bottom-up*) e que no Nordeste depende de ações mais centralizadas, com baixa inserção de instituições locais (*top-down*). Variáveis como escolaridade, orientação técnica e precipitação contribuíram para os ganhos de eficiência. Portanto, a promoção de arranjos coletivos e a inclusão de instituições locais são um instrumento de desenvolvimento regional relevante no contexto do crescimento produtivo, que por sua vez aumenta a eficiência técnica da produção agrícola de pequena escala no Brasil.

Palavras-chave: agricultura familiar; produção de pequeno porte; cooperativas; associações.

ABSTRACT

Collective production organizations (cooperatives and associations) can bargain for better prices and lower costs, which increases net revenue, on the one hand, and facilitates the adoption of technologies, on the other. This study seeks to evaluate the impact of family production in Brazil and its relationship with the productive structure. As a hypothesis, it is believed that collective production organizations (cooperatives or producers' associations) contribute to the growth of smaller agricultural production and to the more efficient use of resources. Therefore, first, a production function was estimated, using the local spatial stochastic frontier model, to assess the productive dynamics and the institutional presence of cooperatives and associations in Brazilian municipalities. Then, the sources of technical efficiency of the smaller production were measured. Based on the 2017 Agricultural Census, it was found that the regional percentage of family farming production in cooperatives and associations has a positive effect on the gross value of production and on local development. The results showed that the municipalities in the Northeast have lower technical efficiency than those in the South, Southeast and Midwest. This conclusion is related to the institutional environment, which in the South can promote policies with greater local integration (*bottom-up*) and which in the Northeast depends on more centralized actions, with low insertion of local institutions (*top-down*). Variables such as education, technical orientation and precipitation contributed to efficiency gains. Therefore, the promotion of collective arrangements and the inclusion of local institutions are a relevant regional development instrument in the context of productive growth, which in turn increases the technical efficiency of small-scale agricultural production in Brazil.

Keywords: family farms; small scale production; cooperatives; associations.

1 INTRODUÇÃO

A produção de menor porte (ou agricultura familiar) tem dinâmica diferente da agricultura de maior escala (ou agricultura comercial). A questão da escala produtiva é uma variável importante na inserção competitiva dos mercados. Estabelecimentos produtivos com maior escala de produção são capazes de vender produtos a preços mais elevados e de negociar insumos a preços mais baixos, aumentando assim a rentabilidade dos negócios. Quanto maior a capacidade financeira do estabelecimento produtivo, maior é o investimento, o qual estimula a adoção de novas tecnologias e aumenta a produtividade (Fishlow e Vieira Filho, 2020).

No Brasil, segundo censo agropecuário de 2017, aproximadamente 3,9 milhões de estabelecimentos agropecuários foram classificados como agricultura de menor porte, representando 77% do total de estabelecimentos (IBGE, 2017). Nessas propriedades, a gestão se deu essencialmente em uma base familiar e a atividade agropecuária foi a principal fonte de renda.¹ Em termos regionais, a quantidade de estabelecimentos de pequeno porte concentrou-se no Nordeste, englobando 47% desses estabelecimentos, enquanto a participação em outras regiões foi bem reduzida, sendo 18% no Sudeste, 17% no Sul, 12% no Norte e 6% no Centro-Oeste.

Segundo Vieira Filho (2020), a agricultura de maior escala (ou comercial) gerava sete vezes mais renda líquida do que a agricultura familiar. Em termos regionais, no que tange à produção familiar, os indicadores de renda são piores no Nordeste e melhores no Sul do país. A agricultura familiar representou 67% do pessoal ocupado (10,1 milhões de pessoas), 23% de todo o valor bruto da produção (VBP) (R\$ 106,5 bilhões) e 23% da área de todos os estabelecimentos (80,9 milhões de hectares) (IBGE, 2017).

1. De acordo com a Lei Federal nº 11.326, de 24 de julho de 2006, no art. 3º (Brasil, 2006), são critérios para se enquadrar na agricultura familiar: i) não possuir área maior do que quatro módulos fiscais; ii) a mão de obra utilizada nas atividades econômicas ser predominantemente familiar; e iii) o maior percentual da renda ser obtido das atividades econômicas do estabelecimento.

Do total de 5,1 milhões de estabelecimentos agropecuários no Brasil, 11,4% faziam parte de uma cooperativa, o que representa 579,5 mil estabelecimentos agropecuários.² Desse total, 412,3 mil eram estabelecimentos familiares, os quais representavam 71% dos cooperados ou 11% dos estabelecimentos familiares totais. Os estabelecimentos integrados a cooperativas foram mais preponderantes na região Sul. No Nordeste e no Norte, a participação de estabelecimentos cooperados foi inferior a 10%. É interessante observar que, do total de cooperados, mais de 63% receberam orientação técnica, percentual bem superior à média nacional, que foi de 21% desse quesito. Na parte dos associados, observa-se que 1,9 milhão de estabelecimentos agropecuários possuíam algum tipo de associativismo produtivo no Brasil, dos quais 78% eram estabelecimentos familiares (o equivalente a 1,5 milhão de estabelecimentos). A participação dos estabelecimentos familiares ligados ao associativismo produtivo representava cerca de 40% dos estabelecimentos totais (IBGE, 2017).

O grau de participação dos pequenos agricultores em organizações coletivas (cooperativas e associações) impacta diretamente tanto a capacidade de produção quanto a eficiência no uso dos recursos escassos. Uma organização associativa permite, em muitos casos, alcançar a escala mínima exigida para viabilizar investimentos (Sousa Filho e Bonfim, 2013). Os agricultores de menor porte enfrentam dificuldades na produção e na comercialização de seus produtos. Alguns desses problemas estão relacionados às falhas de mercado, que levam a altos custos de transação na compra de insumos e produtos, precária infraestrutura, distanciamento da produção aos grandes centros consumidores, dificuldade no acesso a serviços de crédito, incapacidade técnica dos agricultores com o uso de tecnologias modernas, restrição à inserção de mercados internacionais, entre outros.

2. O número de estabelecimentos agropecuários divulgados no censo agropecuário de 2017 difere do número de cooperados divulgados pela Organização das Cooperativas do Brasil (OCB). Quando a OCB considera o número de cooperados constantes no ramo agropecuário, contabiliza-se o número de matrículas vinculadas ao quadro social de cada uma das cooperativas registradas no sistema. Por essa razão, por vezes, um mesmo indivíduo pode estar associado a mais de uma cooperativa e, nesse caso, haverá mais de uma matrícula atrelada no cômputo total de cooperados no ramo. Haverá também casos em que em um mesmo estabelecimento agropecuário existirá mais de um indivíduo cooperado, a exemplo de pai e filho, contabilizando duas matrículas nessa mesma propriedade. Contudo, o levantamento do IBGE leva em consideração apenas um respondente por estabelecimento.

Para eliminar problemas de imperfeições ou falhas de mercado, Alves e Souza (2015) ressaltam a importância das políticas públicas que estimulem a produção dos agricultores mais vulneráveis. Tais intervenções políticas podem estar inseridas em ações para o fomento de organizações coletivas. Vários estudos sugerem que os pequenos agricultores poderiam superar tais restrições se organizados em grupos de ação coletiva, como cooperativas ou associações produtivas (Abate, Francesconi e Getnet, 2014; Bernard, Abate e Lemma, 2013; Bernard e Spielman, 2009; Bernard, Taffesse e Gabre-Madhin, 2008; Charles, Battese e Villano, 2019; Fischer e Qaim, 2012; Ma e Abdulai, 2019; Narrod *et al.*, 2009; Naziri *et al.*, 2014; Wossen *et al.*, 2017).

O problema de pesquisa, aqui estudado, busca avaliar qual o impacto institucional da presença do cooperativismo e do associativismo na produção agropecuária familiar no Brasil. O estudo parte das seguintes hipóteses: organizações coletivas de produção (cooperativas ou associações de produtores) contribuem para o crescimento econômico da agropecuária de menor porte e também para o uso mais eficiente dos recursos. Acredita-se que a vinculação às cooperativas e associações agropecuárias eleve a eficiência técnica dos agricultores familiares, uma vez que a produção pode ser elevada e assim haja um uso mais eficiente dos recursos, promovido pelo aumento das habilidades gerenciais adquiridas decorrentes da participação em uma cooperativa ou associação. Utilizou-se o modelo de análise de fronteira estocástica espacial local com o uso de indicadores locais para verificar a dinâmica produtiva das variáveis de interesse (cooperativas e associações). Os resultados encontrados serão úteis para subsidiar a formulação de políticas públicas que auxiliem a agropecuária de menor porte a aumentar sua renda e seu bem-estar, bem como a eficiência técnica produtiva.

Para tanto, o estudo está dividido em cinco seções, incluindo esta breve introdução. Na segunda seção, apresenta-se a revisão de literatura sobre o impacto das cooperativas e associações na agricultura. Na seção três, definem-se o método de pesquisa, incluindo amostragem e coleta de dados, e procedimentos analíticos. Na seção quatro, tem-se a análise dos resultados. Por fim, seguem as considerações finais e a recomendação de políticas públicas.

2 REVISÃO DE LITERATURA: COOPERATIVISMO E ASSOCIATIVISMO NA AGRICULTURA

Vários estudos procuraram analisar o desempenho e o impacto de cooperativas na produção agrícola, principalmente em países em desenvolvimento. Na atividade agrícola, observa-se que a produção de menor escala é a mais vulnerável, pois possui desvantagens relacionadas às compras dos insumos e ao acesso dos mercados. Esses problemas são minimizados quando os agricultores se integram a uma cooperativa (Charles, Battese e Villano, 2019; Fernandes *et al.*, 2018; Fischer e Qaim, 2012; Naziri *et al.*, 2014; Costa, Vizcaino e Costa, 2020).

Costa, Vizcaino e Costa (2020) debateram o cooperativismo agropecuário no Brasil como importante tipo de organização que atua em prol do desenvolvimento social e econômico dos produtores rurais. Segundo Charles, Battese e Villano (2019), a principal diretriz das cooperativas é fornecer serviços econômicos, incluindo organização da produção agrícola, comercialização de produtos e fornecimento de informações, serviços técnicos e financiamento. As cooperativas oferecem a seus membros canais de comercialização relativamente estáveis para os produtos agrícolas, orientação técnica relacionada à produção e informações do mercado. As cooperativas agrícolas, em particular, são reconhecidas como instrumento de combate à pobreza nas áreas rurais, onde vivem mais de 70% dos pobres do mundo (Deriada, 2005; FAO, 2012).

Essa literatura enfatiza o fato de que, não apenas a afiliação a uma cooperativa, mas também os níveis de participação dos cooperados são importantes para benefício coletivo. Em resumo, mostram que: i) os resultados favoráveis da cooperação não podem ser generalizados e seu desempenho varia entre países e regiões, mesmo de forma intrassetorial; ii) a competência gerencial e administrativa da cooperativa determina o sucesso financeiro e econômico da organização como um todo; e iii) os problemas de carona (*free rider*) surgem devido ao comportamento oportunístico de certos indivíduos, os quais se beneficiam das informações no seu conjunto, mas vendem seus produtos separadamente no mercado.

A importância das cooperativas na produção reside na solução de vários problemas comuns decorrentes do processo produtivo agrícola, como fornecimento de serviços unificados, compra de insumos no agregado, contratação de orientação técnica no coletivo

e acesso a canais de venda e processamento dos produtos agrícolas (Hellin, Lundy e Meijer, 2009). Na prática, as cooperativas aumentam a renda dos agricultores e contribuem para o desenvolvimento socioeconômico dos cooperados (Charles, Battese e Villano, 2019; Costa, Vizcaino e Costa, 2020).

Charles, Battese e Villano (2019) identificaram dois pontos importantes a ser tratados nas organizações coletivas (cooperativas e associações) na China: i) incapacidade de capturar economias de escala; e ii) baixo poder de mercado em ofertar seus produtos na economia. No que tange ao primeiro ponto, a ação coletiva visa solucionar a deficiência de mercado, superada com as cooperativas de maquinários, de serviços especializados, de crédito ou mesmo de produção e distribuição dos produtos. O cooperativismo na agricultura de menor porte possibilita combinar as vantagens da organização familiar com ganhos de economias de escala na produção de bens e serviços necessários. Quanto ao segundo ponto, a agricultura de menor porte tem baixo poder de mercado em comparação aos produtores de maior escala. Com isso, a pequena produção não consegue extrair a maior renda possível das vendas do seu produto.

Em organizações coletivas, é possível aumentar a oferta produtiva e acessar mercados mais vantajosos, como os mercados externos, que pagam preços mais elevados pelos produtos. As cooperativas e associações auxiliam o produtor a negociar e comercializar de maneira mais efetiva. Assim, é possível capturar as economias de escala e ampliar o poder de mercado, maximizando preço e minimizando custos. Fischer e Qaim (2012) mostraram que ações coletivas tomadas pelos agricultores no Quênia poderiam melhorar o acesso a ativos agrícolas, bem como crédito, melhorando a renda dos agentes e a adoção de tecnologias. Naziri *et al.* (2014) argumentaram que o cooperativismo facilitava o acesso de pequenos agricultores vietnamitas a mercados exigentes. Os investimentos em economias de escopo, informações compartilhadas de assistência técnica e compra de insumos adequados viabilizaram a integração vertical e a melhor qualidade sanitária dos produtos.

Iliopoulos *et al.* (2019), em um estudo na Estônia, identificaram que os modelos de governança adotados pelas cooperativas agrícolas fornecem *insights* importantes sobre como essas organizações se adaptam às mudanças relacionadas às necessidades de seus membros,

consumidores e seu ambiente externo. No Quênia, cooperativas de comercialização de feijão-verde foram bem-sucedidas, pois seus membros conseguiram implementar padrão de segurança alimentar competitivo (Narrod *et al.*, 2009). No mesmo país, Fischer e Qaim (2012) analisaram as organizações de produtores de banana, que vendiam por meio de cooperativas. A participação na cooperativa trouxe uma renda mais elevada aos membros, independentemente do preço oferecido.

Francesconi e Ruben (2012) destacaram um impacto positivo da participação da cooperativa na produção e produtividade de leite na Etiópia. Estudos sobre as cooperativas de café também na Etiópia abordaram os benefícios socioeconômicos que os membros obtiveram ao garantir comércio justo, ao criar vínculos de mercado ou ao melhorar as cadeias de valor (Emana, 2009; Getnet e Anullo, 2012; Kodama, 2007). Outros trabalhos, como o de Abate, Francesconi e Getnet (2014), identificaram eficiência técnica mais elevada dos membros das cooperativas agrícolas por causa do melhor acesso a insumos e serviços produtivos em comparação aos não membros.

Abate (2018) e Abebaw e Haile (2013) verificaram que a decisão de um agricultor familiar ingressar e usar cooperativas agrícolas na Etiópia está fortemente relacionada à sua localização geográfica. Além disso, sugeriram que cooperativas agrícolas contribuem significativamente para a eficiência técnica dos membros, e que a organização produtiva desempenha papel central na aceleração da adoção de tecnologias agrícolas para os agricultores familiares. Abate (2018) identificou que a decisão de um agricultor familiar de ingressar em cooperativas agrícolas estava relacionada à escala de operação, de especialização e de capital humano.

Abate, Francesconi e Getnet (2014) avaliaram o impacto das cooperativas agrícolas da Etiópia na eficiência técnica dos pequenos agricultores. Os resultados mostram que as cooperativas agrícolas são eficazes no fornecimento de serviços de apoio, que contribuem significativamente para a eficiência técnica dos membros. Abebaw e Haile (2013) identificaram que é mais provável que os membros da cooperativa sejam famílias chefiadas por homens que tenham melhor acesso a serviços de extensão agrícola. Também mostraram que a idade do chefe da família estava fortemente associada à participação em cooperativas. Os resultados

sinalizaram que a participação em cooperativas tem um forte impacto positivo na adoção de fertilizantes na Etiópia.

Ji *et al.* (2019) analisaram os determinantes da participação de pecuaristas (suínos e bovinos) nas cooperativas e os efeitos no comportamento da adoção de práticas de produção segura na China. Os resultados mostraram que participação na cooperativa tem influência positiva em adotar práticas mais seguras. Também na China, Zhang, Ju e Zhan (2019) ressaltaram que a compra de seguro agrícola e a adesão às cooperativas foram maneiras de lidar com os riscos. Mostraram que a decisão dos agricultores de usar seguros e cooperativas agrícolas estava correlacionada positivamente, indicando que os agricultores segurados, notadamente para mitigar os riscos de produção, tinham maior probabilidade de ingressar em cooperativas agrícolas.

Wossen *et al.* (2017) examinaram os impactos do acesso a serviços de extensão e participação em cooperativas na adoção de tecnologia, propriedade de ativos e pobreza na Nigéria. Descobriu-se que o acesso à extensão e a associação cooperativa tinham efeito positivo e estatisticamente significativo na adoção de tecnologia e no bem-estar dos agricultores familiares. Ademais, descobriu-se que os impactos eram heterogêneos. O impacto positivo dos serviços de extensão na redução da pobreza e na adoção de tecnologia das cooperativas foi estatisticamente significativo para os pequenos agricultores que têm acesso ao crédito rural. Isso implica que a expansão dos mercados financeiros rurais pode maximizar os retornos positivos dos serviços de extensão e cooperação na produtividade e no bem-estar dos agricultores.

Costa, Vizcaino e Costa (2020) mostraram que, em regiões brasileiras mais intensivas em práticas cooperativistas, o desempenho produtivo dos produtores cooperados foi melhor em comparação com aqueles produtores em regiões de menor grau de cooperativismo, mostrando que há um efeito espacial de transbordamento relevante. Além disso, observaram que as cooperativas têm um efeito diferenciado nas regiões em que a proporção de agricultores familiares beneficiados pelo crédito rural é maior. Os autores ressaltaram que o setor necessita de políticas públicas que fortaleçam as organizações coletivas. Ao estudar a região Sul, Beber,

Theuvsen e Otter (2018) identificaram que é necessária a adoção de medidas para melhorar a competitividade e promover o crescimento da agricultura familiar.

Ma *et al.* (2018) examinaram o impacto da associação de cooperativas agrícolas na eficiência técnica dos produtores de maçã na China. Os resultados empíricos mostraram que a eficiência técnica para os membros cooperativos varia de 79% a 86% e para os não membros, de 74% a 84%. Os autores concluíram que a eficiência técnica média é consistentemente mais alta para os membros da cooperativa em relação aos não membros, destacando o papel positivo das cooperativas agrícolas contemporâneas na promoção do uso eficiente de insumos de produção.

Ma e Abdulai (2019) examinaram o impacto da adesão à cooperativa agrícola nas decisões dos agricultores de adotar a tecnologia de manejo integrado de pragas na China. Os resultados indicam que as cooperativas agrícolas podem ser uma rota de transmissão nos esforços para adoção e difusão da tecnologia de manejo integrado de pragas, o que por sua vez tende a melhorar o desempenho econômico das famílias agrícolas.

Alves e Souza (2015) analisaram a região Sul e o Semiárido nordestino. Os autores identificaram o papel importante dos municípios na promoção da agricultura por meio das cooperativas e associações. Ressaltaram, ainda, que a região Sul soube equilibrar a cooperação com a competição, com empresas e cooperativas, de grande e médio portes e bem-sucedidas.

Neves, Castro e Freitas (2019) observaram que as cooperativas brasileiras podem ser consideradas o elo entre os produtores e o mercado. Os autores verificaram que as cooperativas possuem efeitos heterogêneos. Em cada região brasileira seu desempenho é diferente, havendo ainda um longo caminho a ser percorrido para que se tenham níveis mais elevados de cooperação no meio rural brasileiro.

3 MÉTODOS DE ANÁLISE

3.1 Função de produção

Para atingir o objetivo da pesquisa, utilizou-se a função de produção, que mostra a relação entre o produto e os insumos empregados no processo produtivo. Dessa forma, a função de produção indica o produto máximo, em que uma atividade produtiva produz para cada combinação específica de insumos. Os insumos podem ser capital, trabalho, entre outros (Mas-Colell, Whinston e Green, 1995).

$$Y_i = f(N_i, T_i, I_i, K_i) \quad (1)$$

Em que Y_i é o VBP da agropecuária dos estabelecimentos familiares; N_i é a variável que representa o fator de produção trabalho; T_i é a área cultivada em hectares; I_i representa o valor das despesas com insumos; e K_i refere-se aos bens de capital – neste caso, às máquinas agrícolas utilizadas no processo de produção.

A equação de produção segue a especificação de Cobb e Douglas (1928). Para o formato linear, tem-se a aplicação do modelo duplo-*log*. Os resultados dos coeficientes dos fatores de produção são elasticidades que medem a sensibilidade dos fatores em relação à produção. A equação é dada por:

$$\ln Y_i = \alpha + \beta_1 \ln N_i + \beta_2 \ln T_i + \beta_3 \ln I_i + \beta_4 \ln K_i + \mu_i \quad (2)$$

Em razão de a pesquisa trabalhar com dados em níveis municipais, é importante avaliar a possibilidade de existência de dependência espacial entre as regiões, ou seja, características de municípios vizinhos não observadas pelo analista podem afetar o município em análise e vice-versa. Por isso, optou-se também pela estimativa de modelos espaciais. A existência dessa dependência espacial pode interferir no resultado das estimativas do método de mínimos quadrados ordinários (MQO).

3.2 Análise espacial: índice de Moran e Local Indicator of Spatial Association (Lisa)

Para captar os aspectos globais das variáveis, calculou-se o coeficiente de autocorrelação espacial global, também chamado índice de Moran, proposto por Moran (1948). O índice de Moran pode ser dado pela seguinte expressão:

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

Em que n é a quantidade de municípios; Wz são os valores médios da variável padronizada nos municípios vizinhos; $z'Wz$ refere-se à autocovariância espacial, composta pelo produto cruzado; z refere-se aos valores da variável padronizada no município analisado; e S_0 é o desvio-padrão.

Como interpretação do índice de Moran, tendo como referência a relação $[1/(n-1)]$, pode-se afirmar que valores obtidos que excederem o valor da relação apontam autocorrelação espacial positiva, bem como valores menores apontam autocorrelação espacial negativa.

Para captar os padrões globais, utilizou-se o índice de Moran. Para captar padrões locais de autocorrelação espacial, utilizou-se uma metodologia proposta por Anselin (1995), o Lisa, que apresenta *clusters* espaciais estatisticamente significantes. O valor do indicador de autocorrelação espacial global é o somatório de todos os indicadores locais obtidos. O índice de Moran local para uma variável padronizada, situada em um município i , em que o indicador engloba apenas os vizinhos indicados no município analisado, pode ser expresso por:

$$I_i = Z_i \sum_{j=1}^J w_{ij} Z_j \quad (4)$$

Em que I_i é o índice de Moran local para uma variável qualquer padronizada, datada em um município i , e Z_i é o indicador que abrange apenas os vizinhos indicados neste município.

Os resultados do indicador Lisa de cada município podem ser expressos em mapas para facilitar a visualização e interpretação dos resultados. Logo após a obtenção dos resultados

do indicador, é possível dividir a análise entre quatro regiões estatisticamente significantes, sendo os vetores alto-alto, baixo-baixo, baixo-alto e alto-baixo. Esses vetores expressam o grau de associação espacial da variável analisada. A partir disso, plotam-se as informações no mapa para facilitar a visualização dos resultados. Vale ressaltar que o *cluster* Lisa combina os resultados encontrados no diagrama de dispersão de Moran com os valores das medidas do índice de Moran local.

3.3 Análise de fronteira estocástica

O modelo de fronteira estocástica foi proposto por Aigner, Lovell e Schmidt (1977) e Meeusen e Broeck (1977). A especificação original do modelo envolve uma função de produção específica para dados *cross section* com um termo de erro composto, isto é, o erro contém dois componentes, um para contabilizar os efeitos aleatórios e outro para contabilizar a ineficiência técnica (Greene, 2002). O modelo de fronteira estocástica com distribuição truncada normal pode ser expresso da seguinte forma com suas respectivas restrições:

$$y_i = \alpha + x_i \beta + \varepsilon_i$$

$$\varepsilon_i = (v_i - u_i)$$

$$v_i \sim N(0, \sigma_v^2)$$

$$u_i = |U_i|$$

$$u_i \sim N^+(\mu, \sigma_u^2)$$

(5)

Em que y_i representa a variável dependente, x_i é o vetor das variáveis explicativas e β é o vetor dos coeficientes angulares. O ε_i é o termo de erro composto dado por $v_i - u_i$, que é a soma (ou a diferença) de um erro normalmente distribuído, v_i , representando o erro tradicional dos modelos de regressão, e um erro unilateral, u_i , representa a ineficiência técnica. Além disso,

u_i e v_i são assumidos como independentes e identicamente distribuídos (Battese e Coelli, 1995; Belotti *et al.*, 2013; Wang e Schmidt, 2002).

O modelo de fronteira estocástica pode apresentar distribuições *half-normal*, truncada normal e exponencial. Aigner, Lovell e Schmidt (1977) assumiram uma distribuição *half-normal*, isto é, $u_i \sim N^+(0, \sigma_u^2)$, enquanto Meeusen e Broeck (1977) optaram por uma exponencial, $u_i \sim \varepsilon(\sigma_u)$. Outra distribuição adotada é a truncada normal, em que a média da distribuição é μ , na qual assumem-se valores diferentes de zero $u_i \sim N(\mu, \sigma_u^2)$ (Stevenson, 1980). Neste estudo será utilizada a distribuição truncada normal. Na prática, isso significa: i) que é menos restritivo do ponto de vista estatístico porque se impõe menos estrutura aos dados; ii) pode apresentar uma concentração menor de municípios eficientes; e iii) uma explicação econômica diz respeito ao fato de que alguma falha de mercado pode estar evitando a saída de agricultores ineficientes, o que faz com que haja concentração de ineficiência com média da distribuição diferente de zero.

Como o objetivo principal da análise de fronteira estocástica é a estimativa da eficiência técnica (escores de eficiência técnica),³ é necessária uma estratégia para separar esse componente não observado do erro composto. As soluções mais conhecidas para esse problema, propostas por Jondrow *et al.* (1982) e Battese e Coelli (1988), exploram a distribuição condicional de u dado ε . Assim, uma estimativa pontual das ineficiências pode ser obtida a partir das estimativas pontuais de u e as estimativas da eficiência técnica podem ser derivadas a partir da média $E(u | \hat{\varepsilon})$ (ou o modo $M[u | \hat{\varepsilon}]$) dessa distribuição condicional. Uma vez que as estimativas pontuais de u são obtidas, as estimativas da eficiência técnica podem ser derivadas como:

$$TE_i = \exp(-\hat{u}_i) \quad (6)$$

Em que TE_i é a eficiência técnica da unidade i ; e \hat{u} é $E(u | \hat{\varepsilon})$ ou $M[u | \hat{\varepsilon}]$.

3. Neste estudo, um escore de eficiência técnica é um parâmetro que mede o desempenho da unidade analisado, que varia entre 0 e 1, quanto mais próximo de 1 maior é a eficiência técnica da unidade analisada.

A especificação da fronteira estocástica tradicional estima a eficiência no nível dos resíduos, supondo que todos os indivíduos da amostra sejam independentes. No entanto, essa suposição exclui a possibilidade de contabilizar os efeitos espaciais no modelo teórico. Por isso, foi proposta uma análise de fronteira estocástica espacial local.

3.4 Análise de fronteira estocástica espacial local

Entre os métodos empregados, utilizou-se também a análise de fronteira estocástica espacial local. A ideia principal é que a dependência espacial se refere a quanto o nível de ineficiência técnica da unidade i depende dos níveis estabelecidos por outras unidades $j = 1, \dots, N$, sob a suposição de que parte da ineficiência u_i da unidade i está ligada ao desempenho das unidades vizinhas ($j \neq i$). Apesar de ser uma metodologia recente, existem estudos que procuraram estimar a eficiência levando em consideração a questão espacial, como para dados em painel – Adetutu *et al.* (2015); Glass, Kenjegalieva e Sickles (2016); Tsukamoto (2019); entre outros; e para *cross-section* – Vidoli *et al.* (2016); entre outros.

Adetutu *et al.* (2015) introduziram uma relação espacial em um modelo de fronteira estocástica em que a suposição é feita sobre a distribuição do componente de ineficiência da estrutura do erro. O modelo faz uma análise de dependência espacial local, incluindo autocorrelação (defasagens espaciais) nas variáveis explicativas e nas variáveis exógenas (Elhorst, 2014). O modelo descrito é chamado modelo SLX, que captura os efeitos de transbordamentos locais das variáveis explicativas e exógenas (Tsukamoto, 2019). Vale ressaltar que neste estudo aplicou-se a defasagem espacial somente nas variáveis exógenas (percentual de cooperados e de associados) que afetam a ineficiência (u_i).

Incorporou-se, então, a dependência espacial ao modelo de fronteira estocástica. Para tanto, foram aplicadas as defasagens espaciais nas variáveis exógenas selecionadas no modelo (Adetutu *et al.*, 2015). As defasagens espaciais dessas variáveis dependem da matriz de pesos espaciais que deve ser especificada antes da estimativa do modelo. Utilizou-se a matriz de pesos espaciais, onde as especificações foram ponderadas pela distância geográfica dos municípios.

TEXTO para DISCUSSÃO

A eficiência técnica é o principal aspecto do desempenho produtivo. Os escores de eficiência podem ser obtidos a partir de modelos de fronteira estocástica não espacial, espacial e espacial local. Os modelos de fronteira estocástica espacial local para dados *cross-section* têm a seguinte forma:

$$\log(y_i) = \log(f(x_i; \beta_i)) + z_i\tau + \sum_{j=1}^N W_{ij} q_j \varphi + v_i + u_i$$

$$i = 1, \dots, N \quad (7)$$

$$v_i \sim N(0, \sigma_v^2)$$

$$u_i \sim N^+(\mu, \sigma_u^2)$$

Em que i são as unidades do *cross-section*; y_i é o produto; x_i são os vetores ($1 \times R$) dos fatores de produção; β_i é o parâmetro que mede a sensibilidade das variáveis explicativas sobre a variável dependente; z_i é o vetor ($1 \times M$) de características exógenas das unidades do *cross-section* i ; e q_j é o vetor ($1 \times P$) de características exógenas das unidades vizinhas, onde τ e φ são os vetores dos parâmetros a ser estimados.

O elemento conhecido ($N \times N$) da matriz de pesos espaciais (W) é W_{ij} ; sendo que W captura o arranjo espacial das unidades *cross-section* e a força da interação espacial. Essa matriz deve ser especificado antes da estimativa, de acordo com alguma medida de proximidade geográfica ou econômica. Todos os elementos diagonais de W são definidos como zero para reconhecer que nenhuma unidade pode ser sua própria vizinha, e usa-se uma matriz W normalizada por linha. No modelo espacial as variáveis exógenas com defasagens espaciais têm o poder de deslocar a fronteira de produção.

Como é padrão da fronteira estocástica, a estrutura do erro é $\varepsilon_i = v_i - u_i$, onde é assumido que ε_i é o desvio observado da fronteira de produção ótima; v_i é o termo de erro idiossincrático simétrico normalmente distribuído; u_i é termo de erro não negativo que mede a ineficiência; e ambos v_i e u_i são independente e identicamente distribuídos. Especificamente, presume-se

que u_i segue uma distribuição truncada normal, onde a distribuição tem média μ e truncada em zero $u_i \sim |N(\mu, \sigma_u^2)|$ (Stevenson, 1980).

3.5 Fontes da eficiência

Após a estimativa dos escores de eficiência com o modelo da equação 7, foram analisadas a correlação dos escores com características dos agricultores, variáveis geográficas e climáticas, e variáveis relacionadas estritamente com a estrutura produtiva do estabelecimento, sendo, portanto, um modelo com dois estágios. Para isso, segue o modelo representado na equação 8:

$$\begin{aligned} \log ET_i = & \alpha + \beta_1 \log Analf_i + \beta_1 \log EnsFund_i + \beta_2 \log EnsMedf_i \\ & + \beta_3 \log EnsSup_i + \beta_4 \log PercOrientec_i + \beta_5 \log PercPronaf_i \\ & + \beta_6 \log temperatura_i + \beta_7 \log Precipitacao_i + \sum_{j=1}^4 \delta_j D_{ij} + \mu_i \end{aligned} \quad (8)$$

Em que $\log ET_i$ é a variável dependente, sendo o logaritmo da eficiência técnica; i representa os municípios analisados; j representa as regiões brasileiras; α é o coeficiente linear da equação; β 's são os coeficientes angulares; δ_j são coeficientes das *dummies* regionais; $\log Analf_i$, $\log EnsFund_i$, $\log EnsMedf_i$ e $\log EnsSup_i$ são as variáveis que representam a escolaridade dos dirigentes dos estabelecimentos familiares (analfabeto, ensino fundamental, ensino médio e ensino superior, respectivamente); $\log PercOrientec_i$ é o logaritmo do percentual de estabelecimentos familiares que recebem orientação técnica; $\log PercPronaf_i$ é o logaritmo do percentual de estabelecimentos familiares que são beneficiários do crédito do Programa Nacional de Fortalecimento da Agricultura (Pronaf); $\log temperatura_i$ é o logaritmo da temperatura média dos municípios; $\log Precipitacao_i$ é o logaritmo da precipitação acumulada do município; D_{ij} são as *dummies* regionais, para as quais se assume valor 1 quando o município pertence àquela região e 0 caso contrário; e; μ_i é o termo de erro aleatório.

3.6 Base de dados

Para atingir os objetivos do estudo, foram utilizados os dados do censo agropecuário de 2017, sendo o último levantamento censitário agropecuário no Brasil (IBGE, 2017).

TEXTO para DISCUSSÃO

Logo, por serem informações específicas de um ano, a estrutura dos dados é caracterizada como *cross-section*.⁴

Os dados do censo agropecuário disponíveis no Sistema IBGE de Recuperação Automática (SIDRA) foram agregados em municípios brasileiros. O Brasil possui 5.572 municípios, que englobavam 5.073.324 estabelecimentos agropecuários. Desse total, 3.897.408 eram familiares. Segundo o IBGE (2017), estabelecimento agropecuário é toda unidade de produção dedicada, total ou parcialmente, a atividades agropecuárias, florestais e aquícolas, subordinada a uma única administração: a do produtor ou a do administrador, independentemente de seu tamanho.

Os 5.572 municípios que compõem a federação brasileira são considerados a população da pesquisa. No entanto, a amostra trabalhada para estimação do modelo foi formada por 4.181 municípios. Para a construção da amostra, foram excluídas as ilhas (Fernando de Noronha e Ilhabela) e dados faltantes. A amostra englobou 3.199.700 estabelecimentos agropecuários familiares, representando 82% da população de estabelecimentos familiares.

Para estimar os modelos, trabalhou-se com uma função de produção na forma funcional Cobb-Douglas. A variável dependente foi o VBP (em unidades monetárias), compreendendo o somatório de treze categorias de atividades econômicas (produção de lavouras temporárias, lavouras permanentes, horticultura, pecuária e criação de outros animais, produção florestal, entre outras). Em relação às variáveis explicativas, definiu-se um conjunto de quatro fatores de produção. A terra foi definida como a área destinada às atividades das lavouras permanentes e temporárias do estabelecimento familiar (em hectares). O capital foi expresso através da quantidade (em unidades) das máquinas agrícolas utilizadas no processo produtivo dos estabelecimentos familiares agropecuários (tratores, plantadeiras, colheitadeiras e adubadeiras). O fator trabalho foi dado pelo pessoal ocupado da agricultura familiar. Por fim, os insumos foram mensurados pelas despesas totais dos estabelecimentos familiares agropecuários com adubos e corretivos do solo, agrotóxicos, compra de animais, sementes e mudas, combustível, gastos com energia, transportes, entre outros.

4. Uma análise em painel até seria interessante. Porém, entre os censos agropecuários de 2006 e 2017, não houve compatibilidade direta na definição das variáveis explicativas, ou dos fatores de produção, o que inviabilizou o comparativo temporal.

Como possíveis fontes da eficiência foram definidas algumas variáveis, tais como climáticas, nível médio da temperatura do município, em grau Celsius, e o nível médio de precipitação de chuva do município em 2017, em milímetros, coletados no *site* Global Climate Monitor.⁵ E também variáveis que representam a escolaridade dos produtores (analfabetismo, ensino fundamental, ensino médio e graduação), sendo a quantidade de estabelecimentos familiares no município que possuem dirigentes com tal grau de escolaridade, coletados no censo agropecuário de 2017. Utilizou-se, além disso, o percentual de estabelecimentos familiares que receberam o crédito do Pronaf, construído a partir da razão entre o número de estabelecimentos familiares que tiveram acesso ao crédito do Pronaf e o número total de estabelecimentos familiares no município. E por fim, o percentual de estabelecimentos familiares que receberam orientação técnica, construído a partir da razão entre estabelecimentos que receberam orientação técnica e o número de estabelecimentos familiares no município, todos esses dados foram coletados no censo agropecuário de 2017.

As variáveis percentual de estabelecimentos familiares cooperados e associados foram consideradas em razão de influenciar nas escolhas ótimas dos agricultores familiares e de aumentar a produção familiar no Brasil (Sousa Filho e Bonfim, 2013). Para a análise regional, consideraram-se as *dummies* das regiões Centro-Oeste, Sudeste, Nordeste e Norte, tendo como base a região Sul. Como essa região é referência quando se fala em agricultura familiar e possui o maior percentual de estabelecimentos cooperados, optou-se por utilizá-la como referência na análise das *dummies*. Essas variáveis assumem valor 1, quando o município pertencer àquela região, e 0, caso contrário. O quadro 1 apresenta a descrição das variáveis.

5. Disponível em: <<https://www.globalclimatemonitor.org/>>.

TEXTO para DISCUSSÃO

QUADRO 1

Descrição das variáveis do modelo

Variável	Unidade de medida	Descrição	Fonte
Variáveis do primeiro estágio			
Valor da produção	R\$ 1 mil	Somatório de treze categorias de atividades econômicas (produção de lavouras temporárias, lavouras permanentes, horticultura, pecuária e criação de outros animais, produção florestal, entre outras)	IBGE (2017)
Terra	Hectares	Área destinada às atividades das lavouras permanentes e temporárias do estabelecimento familiar	IBGE (2017)
Trabalho	Pessoas	Quantidade de pessoas ocupadas na agricultura familiar	IBGE (2017)
Gastos com insumos	R\$ 1 mil	Despesas totais dos estabelecimentos agropecuários com adubos e corretivos do solo, agrotóxicos, compra de animais, sementes e mudas, combustível, gastos com energia, transportes, entre outras	IBGE (2017)
Capital	Unidade	Quantidade de máquinas agrícolas utilizadas no processo produtivo dos estabelecimentos agropecuários (tratores, plantadeiras, colheitadeiras e adubadeiras)	IBGE (2017)
Percentual cooperado	Percentual	Razão entre o número de estabelecimentos cooperados e o total de estabelecimentos familiares no município	IBGE (2017)
Percentual associado	Percentual	Razão entre o número de estabelecimentos associados e o total de estabelecimentos familiares no município	IBGE (2017)
Variáveis do segundo estágio			
Temperatura	Graus Celsius	Temperatura média anual do município em 2017	Global Climate Monitor
Precipitação	Milímetros	Precipitação anual acumulada de chuva no município em 2017	Global Climate Monitor
Escolaridade	Unidade	Quantidade de estabelecimentos familiares no município que possuem dirigentes com determinado grau de escolaridade (analfabetismo, ensino fundamental, ensino médio e graduação)	IBGE (2017)
Crédito Pronaf	Percentual	Razão entre o número de estabelecimentos que tem acesso ao crédito Pronaf e o total de estabelecimentos familiares no município	IBGE (2017)
Percentual orientação técnica	Percentual	Razão entre o número de estabelecimentos que receberam orientação técnica e o total de estabelecimentos familiares no município	IBGE (2017)
<i>Dummies regionais</i>	Binária	Assume valor 1, quando o município pertence a região (Norte, Nordeste, Sudeste e Centro-Oeste), e 0, caso contrário	Criada na pesquisa

Elaboração dos autores.

3.6.1 População: total de estabelecimentos familiares

A tabela 1 apresenta a distribuição dos estabelecimentos familiares, cooperados, associados e aqueles que receberam orientação técnica, bem como o VBP, em 2017. Os dados mostram que a região Nordeste se destaca, com 47% do total de presença de

estabelecimentos familiares. Ademais, é nessa região que os estabelecimentos familiares integrados ao associativismo são mais presentes (cerca de 48%). No entanto, a região Sul, ao trabalhar com a agricultura familiar, possui o maior número de estabelecimentos familiares cooperados, representando cerca de 60% de participação no total do país. No que se refere à orientação técnica, ainda no Sul, 46% dos estabelecimentos familiares receberam algum tipo de extensão rural. Quanto ao VBP, a agricultura familiar brasileira foi responsável por R\$ 106,5 bilhões, com maior participação na região Sul (41%), seguida de Sudeste (24%), Nordeste (15%), Norte (11%) e Centro-Oeste (9%).

TABELA 1

População: estabelecimentos familiares (cooperados, associados e que recebem orientação técnica) e VBP nas regiões brasileiras (2017)

	Norte	%	Nordeste	%	Sudeste	%	Sul	%	Centro-Oeste	%	Brasil	%	
Estabelecimentos familiares (1 mil unidades)	480,6	12,3	1.838,8	47,2	688,9	17,7	665,8	17,1	223,3	5,7	3.897,40	100,0	
Estabelecimentos associados (1 mil unidades)	142,6	9,1	749,8	48,0	262,9	16,8	349,7	22,4	56,6	3,6	1.561,60	100,0	
Estabelecimentos cooperados (1 mil unidades)	15,5	3,8	24,2	5,9	100,1	24,3	248,0	60,2	24,4	5,9	412,3	100,0	
Estabelecimentos que recebem orientação técnica (1 mil unidades)	42,4	6,0	134,8	19,0	169,0	23,9	325,4	45,9	36,7	5,2	708,3	100,0	
VBP (R\$ bilhões)	11,2	10,6	1	5,9	14,9	25,8	24,2	44,0	41,3	9,6	9,0	106,5	100,0

Fonte: IBGE (2017).

Elaboração dos autores.

3.6.2 Amostra utilizada na estimação econométrica

Na tabela 2 tem-se a descrição dos dados amostrais. Foram pesquisados 4.181 municípios brasileiros (75% do total) e 3.199.700 estabelecimentos familiares (82% do total). No que se refere à distribuição dos dados, os estabelecimentos familiares e associados continuam concentrados no Nordeste, enquanto há uma ligeira modificação na distribuição regional dos dados dos estabelecimentos cooperados e que receberam orientação técnica. O VBP reduziu para R\$ 99 bilhões (ou 93% do valor populacional). As regiões Sul e Sudeste obtiveram as maiores cifras do VBP da agricultura familiar, nessa ordem.

TABELA 2

Amostra: estabelecimentos familiares (cooperados, associados e que recebem orientação técnica) e VBP nas regiões brasileiras (2017)

	Norte	%	Nordeste	%	Sudeste	%	Sul	%	Centro-Oeste	%	Brasil	%
Estabelecimentos familiares (1 mil unidades)	358,1	11,2	1.334,2	41,7	632,8	19,8	663,8	20,7	210,8	6,6	3.199,7	100,0
Estabelecimentos cooperados (1 mil unidades)	12,9	3,2	19,6	4,9	98,5	24,5	247,9	61,5	23,9	5,9	402,8	100,0
Estabelecimentos associados (1 mil unidades)	109,6	8,5	544,8	42,1	236,1	18,2	349,3	27,0	54,5	4,2	1.294,3	100,0
Estabelecimentos que recebem orientação técnica (1 mil unidades)	33,6	5,2	99,3	15,2	160,6	24,6	324,8	49,8	33,5	5,1	651,8	100,0
VBP (R\$ bilhões)	9,1	9,2	12,1	12,2	24,8	25,1	43,9	44,3	9,1	9,2	99,0	100,0

Fonte: IBGE (2017).

Elaboração dos autores.

Na tabela 3 apresentam-se os estabelecimentos por estratos de área nas regiões brasileiras. O número de estabelecimentos com área maior que 500 hectares se manteve próximo ao da população. A região Norte se destacou nesta classe, com 72,2% dos estabelecimentos, o que pode ter influenciado nos resultados das análises regionais. A classe de área de 5 a 20 hectares possui maior número de estabelecimentos familiares em termos de Brasil. No Nordeste, há uma concentração elevada de estabelecimentos de menor porte, de área de 0 a 5 hectares, 61% do total nacional.

TABELA 3

Número de estabelecimentos familiares por estratos de área nas regiões brasileiras (2017)

Estratos de área (hectares)	Norte	%	Nordeste	%	Sudeste	%	Sul	%	Centro-Oeste	%	Brasil	%
(..., 1)	25.779	7,8	243.583	74,0	31.094	9,4	23.704	7,2	4.980	1,5	329.140	100,0
[1, 5)	56.735	6,9	463.666	56,2	160.116	19,4	123.789	15,0	20.483	2,5	824.789	100,0
[5, 20)	64.140	6,4	333.565	33,1	242.752	24,1	311.402	30,9	55.062	5,5	1.006.921	100,0
[20, 100)	160.442	18,1	236.657	26,7	183.268	20,7	201.108	22,7	105.256	11,9	886.731	100,0
[100, 500)	46.459	39,3	31.657	26,8	13.324	11,3	2.109	1,8	24.529	20,8	118.078	100,0
[500, ...)	314	72,2	60	13,8	7	1,6	25	5,7	29	6,7	435	100,0
Produtor sem área	4.280	12,7	25.056	74,6	2.202	6,6	1.653	4,9	415	1,2	33.606	100,0

Fonte: IBGE (2017).

Elaboração dos autores.

4 ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

4.1 Estatísticas descritivas

Analisando as variáveis utilizadas na estimação do modelo econométrico da amostra selecionada, a tabela 4 apresenta as estatísticas descritas. O valor médio da produção dos estabelecimentos familiares agropecuários foi de aproximados R\$ 23,686 milhões por município. Observa-se ainda que a agricultura familiar emprega nos municípios em média 1.971 pessoas. O somatório dos dados diz respeito ao total de cada variável para todos os 4.181 municípios brasileiros analisados. O somatório do VBP (produção) da agricultura familiar brasileira foi de R\$ 99 bilhões em 2017. O valor total de pessoas ocupadas na agricultura familiar amostral foi de 8.241.060 indivíduos.

TABELA 4
Estatísticas descritivas por municípios (2017)

	Média	Desvio-padrão	Coeficiente de variação	Mínimo	Máximo	Σ
Valor da produção (R\$ 1 mil)	23.686	27.995	1,18	206	30.5540	99.032.138
Capital (unidades)	206	349	1,69	3	5.791	863.167
Trabalho (pessoas)	1.971	2.382	1,21	13	43.736	8.241.060
Insumos (R\$ 1 mil)	14.019	17.762	1,27	135	409.859	58.611.413
Terra (hectares)	2.549	3.855	1,51	1	83.542	10.659.027
Pronaf (%)	9	10	1,15	0,04	77	-
Cooperado (%)	19	21	1,15	0,03	98	-
Associado (%)	39	22	0,56	0,19	98	-
Orientação técnica (%)	29	23	0,82	0,14	98	-
Analfabetismo (unidades)	185	347	1,87	1	2.764	749.962
Ensino fundamental (unidades)	149	233	1,56	1	5.839	620.024
Ensino médio (unidades)	84	84	0,99	1	1.352	352.896
Ensino superior (unidades)	23	22	0,95	1	304	95.223
Temperatura (Celsius)	23	3	0,14	15	33	-
Precipitação (milímetros)	1.400	573	0,41	189	3.100	-

Fonte: IBGE (2017).

Elaboração dos autores.

Com relação às variáveis, cooperativas e associações, dadas as diferenças e diversidades regionais no Brasil, observou-se que a região Sul é marcada pela concentração de estabelecimentos familiares cooperados, destacando o noroeste do Rio Grande do Sul e de Santa Catarina, e o oeste do Paraná, importantes regiões agropecuárias. Segundo Alves e Souza (2015), a região Sul é reconhecida por uma agricultura moderna. Os agricultores nessas regiões participam fortemente na elaboração de políticas públicas e de sua execução, de forma *bottom-up*. No Sudeste, destacam-se os estados de São Paulo e de Minas Gerais, principalmente no sul de Minas Gerais e no Triângulo Mineiro. O norte do Rio de Janeiro e o parte do Espírito Santo também têm municípios com bons percentuais de concentração de estabelecimentos familiares cooperados. Os municípios do sul de Goiás, em sua maioria, possuem uma proporção razoável de estabelecimentos familiares cooperados. Contudo, os estados de Mato Grosso e Mato Grosso do Sul possuem um percentual menor. Cabe ressaltar que a região Centro-Oeste é a que apresenta o menor número de estabelecimentos familiares cooperados. As regiões Norte e Nordeste do país possuem pouca representatividade quando comparadas às demais regiões. No geral, observa-se que a região Centro-Sul se destaca na proporção de estabelecimentos familiares cooperados no país.

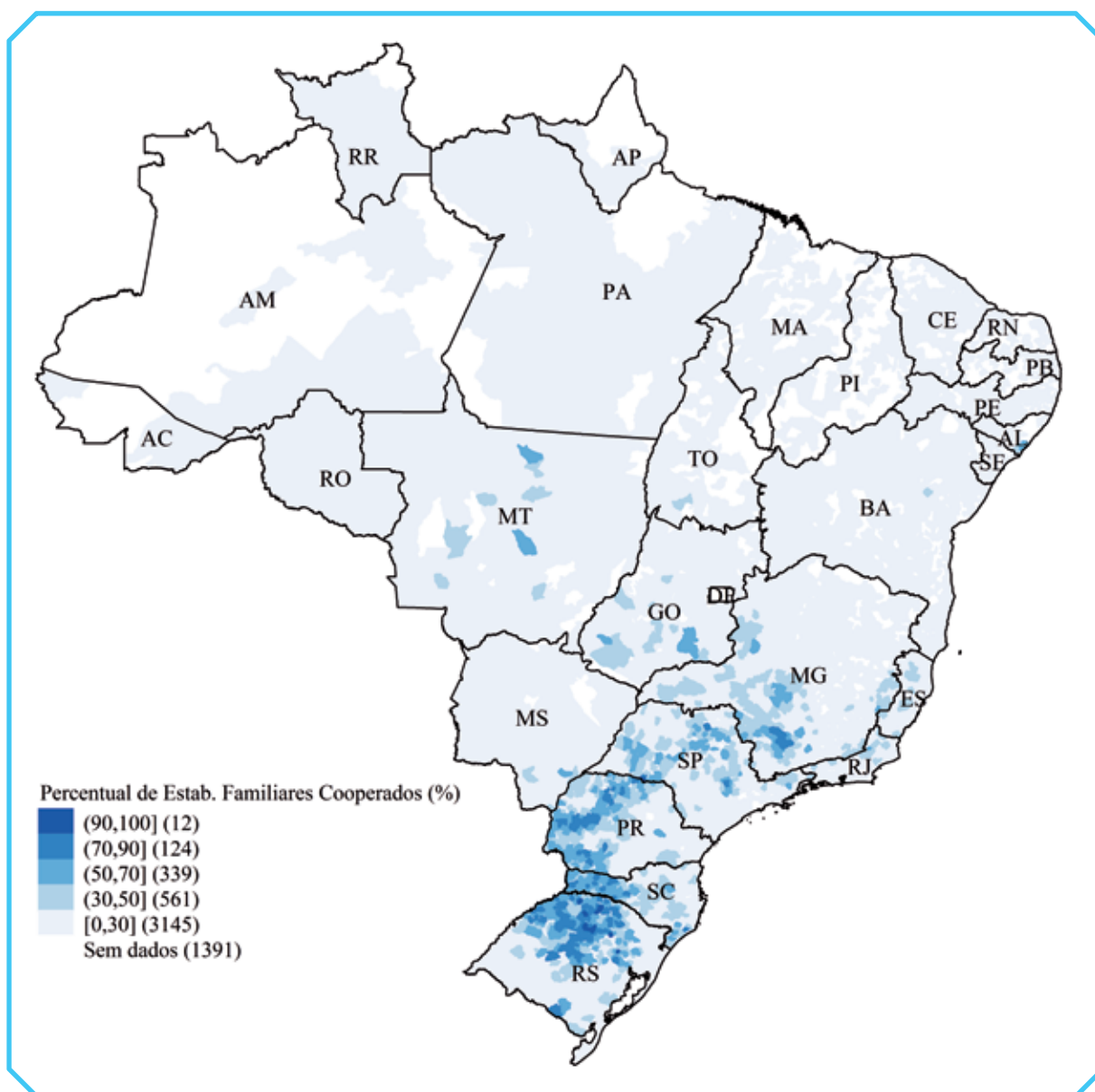
Pela análise da distribuição espacial dos estabelecimentos familiares associados expressa na figura 2, constata-se que a sua distribuição é mais difusa no território nacional. Pela figura 2 pode-se verificar uma concentração no Nordeste, o que não foi observado ao analisar o percentual de cooperados. Ressalta-se que, no Nordeste, as políticas desenvolvimentistas se dão de forma *top-down*, ou seja, os instrumentos políticos dependem mais de questões macroeconômicas e gerais do que do potencial local de transformação.

No entanto, verifica-se também que a região Sul segue uma dinâmica similar, com destaque para o noroeste do Rio Grande do Sul, oeste de Santa Catarina e o oeste do Paraná. Observa-se que o norte de Minas Gerais e o estado do Espírito Santo também possuem municípios com percentuais de concentração elevados. Mais de 50% dos estabelecimentos familiares do Espírito Santo são associados. Para a região Norte, em destaque, o estado do Pará e de Rondônia sobressaem entre os estados com maior concentração de estabelecimentos familiares associados. Na região Centro-Oeste, os estados de Goiás e Mato Grosso possuem maior concentração, mas percentuais bem baixos quando comparados aos

demais estados. No geral, a classificação "associado" é mais pulverizada no território nacional do que "cooperado".

FIGURA 1

Distribuição espacial de estabelecimentos familiares agropecuários cooperados nos municípios brasileiros (2017)



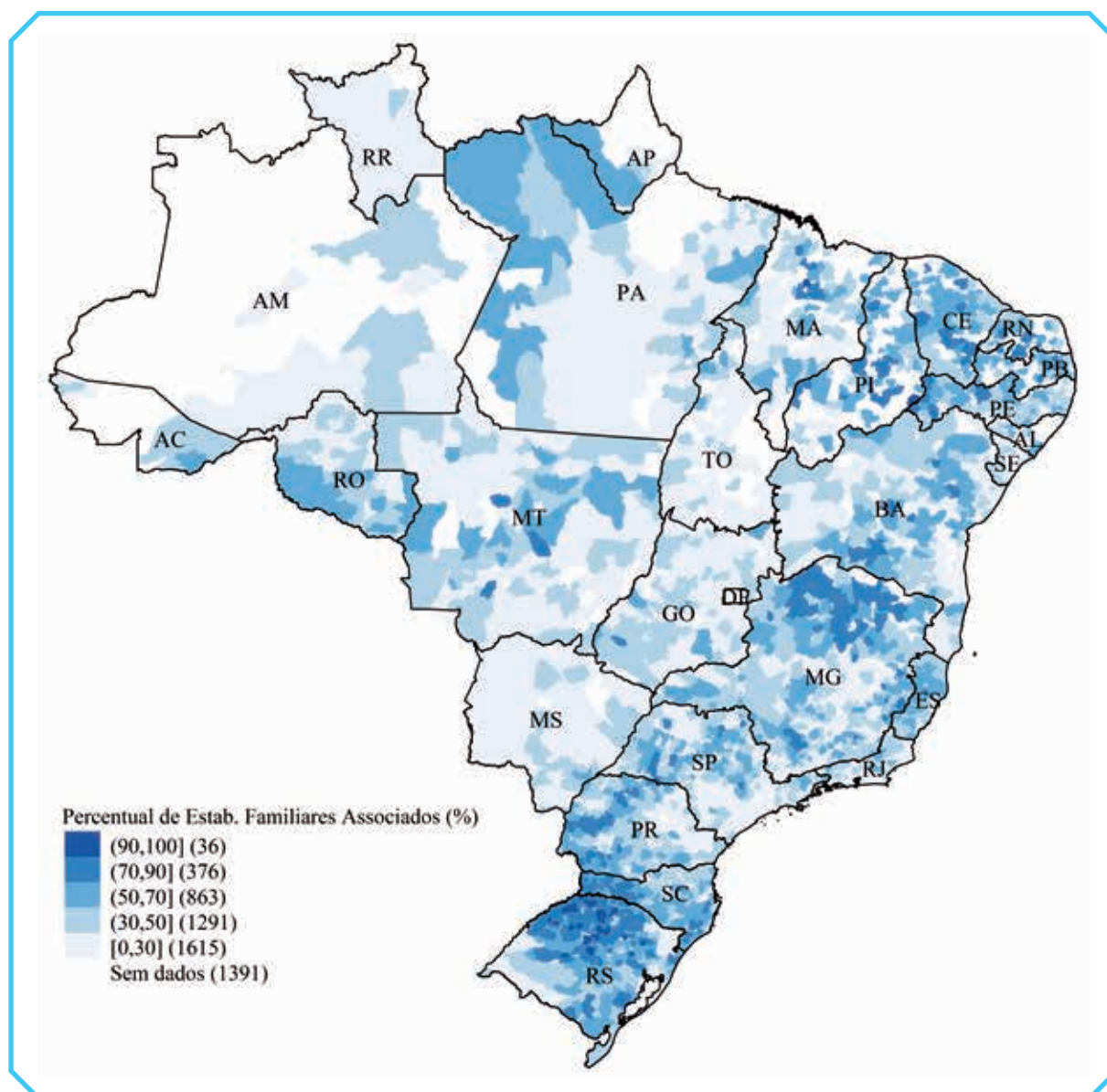
Fonte: IBGE (2017).

Elaboração dos autores.

Obs.: Figura cujos leiaute e textos não puderam ser revisados e padronizados em virtude das condições técnicas do original (nota do Editorial).

FIGURA 2

Distribuição espacial de estabelecimentos familiares agropecuários associados nos municípios brasileiros (2017)



Fonte: IBGE (2017).

Elaboração dos autores.

Obs.: Figura cujos leiaute e textos não puderam ser revisados e padronizados em virtude das condições técnicas do original (nota do Editorial).

4.2 Distribuição espacial

Para análise espacial, calculou-se o índice de Moran das variáveis do modelo. Nessa avaliação global, foi escolhida a matriz inversa da distância. Identificou-se que a distância média ponderada entre os municípios da amostra é de aproximadamente 354 quilômetros. A partir dessas informações é calculada a matriz de pesos espaciais. A tabela 5 apresenta os resultados do teste de I Moran (índice). Em geral, observou-se que todas as variáveis foram estatisticamente significantes a 1%, evidenciando a existência de padrões espaciais para as variáveis selecionadas. Portanto, identificou-se a existência de autocorrelação espacial, o que leva a verificar como os padrões espaciais se manifestam. Os sinais dos coeficientes apresentados mostram presença da dependência espacial positiva, o que caracteriza a concentração geográfica. Cabe ressaltar que, em razão de dados faltantes, o número de observações de algumas variáveis diverge.

TABELA 5
Estatística de I de Moran das variáveis

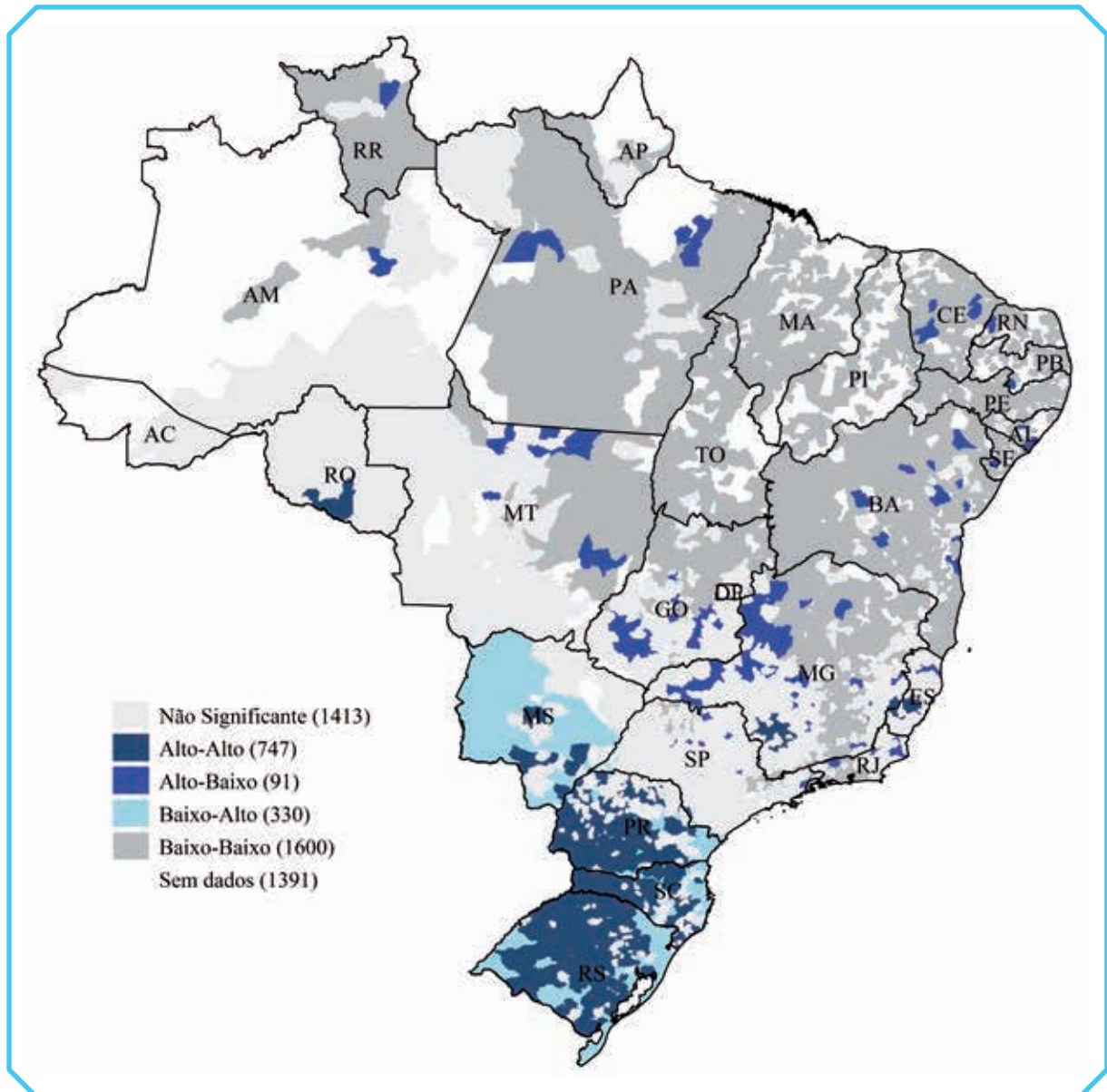
Número de observações	Variável	I de Moran	Média	Desvio-padrão	Z	P-valor
4.181	Produção	0,20798	-0,00024	0,00203	102,36468	0,00000
4.181	Capital	0,30649	-0,00024	0,00203	151,26542	0,00000
4.181	Trabalho	0,33689	-0,00024	0,00203	166,10266	0,00000
4.181	Terra	0,23574	-0,00024	0,00202	116,68253	0,00000
4.181	Insumos	0,18588	-0,00024	0,00202	92,17274	0,00000
4.181	Percentual cooperado	0,56398	-0,00024	0,00204	276,88130	0,00000
4.181	Percentual associado	0,34075	-0,00024	0,00204	167,30615	0,00000
4.181	Percentual orientação técnica	0,55486	-0,00024	0,00204	272,36811	0,00000
4.179	Percentual crédito Pronaf	0,44446	-0,00024	0,00204	218,31539	0,00000
4.181	Temperatura	0,82458	-0,00024	0,00204	404,68410	0,00000
4.181	Precipitação	0,84589	-0,00024	0,00204	415,15727	0,00000
4.052	Analfabetismo	0,51446	-0,00025	0,00210	245,06734	0,00000
4.151	Ensino fundamental	0,27756	-0,00024	0,00203	137,18341	0,00000
4.179	Ensino médio	0,22255	-0,00024	0,00203	109,53335	0,00000
4.161	Ensino superior	0,09784	-0,00024	0,00204	47,97525	0,00000

Elaboração dos autores.

A avaliação local foi feita por meio do Lisa. Optou-se apenas pela elaboração dos mapas das variáveis de interesse (cooperativas e associações). Pela análise da figura 3, identificou-se a representatividade do *cluster* alto-alto e vários municípios cujos valores dos indicadores de autocorrelação espacial local não foram estatisticamente significantes, indicando que não existe uma associação espacial da variável analisada. O *cluster* alto-alto concentrou-se principalmente na região Sul, no estado do Espírito Santo, bem como em alguns pontos do Centro-Oeste e de Rondônia. Essas localidades são marcadas pela existência de uma maior quantidade de estabelecimentos agropecuários familiares cooperados e com valores das produções elevados. Esse resultado mostra que os municípios que possuem alto percentual de estabelecimentos familiares cooperados são vizinhos de municípios com a mesma característica.

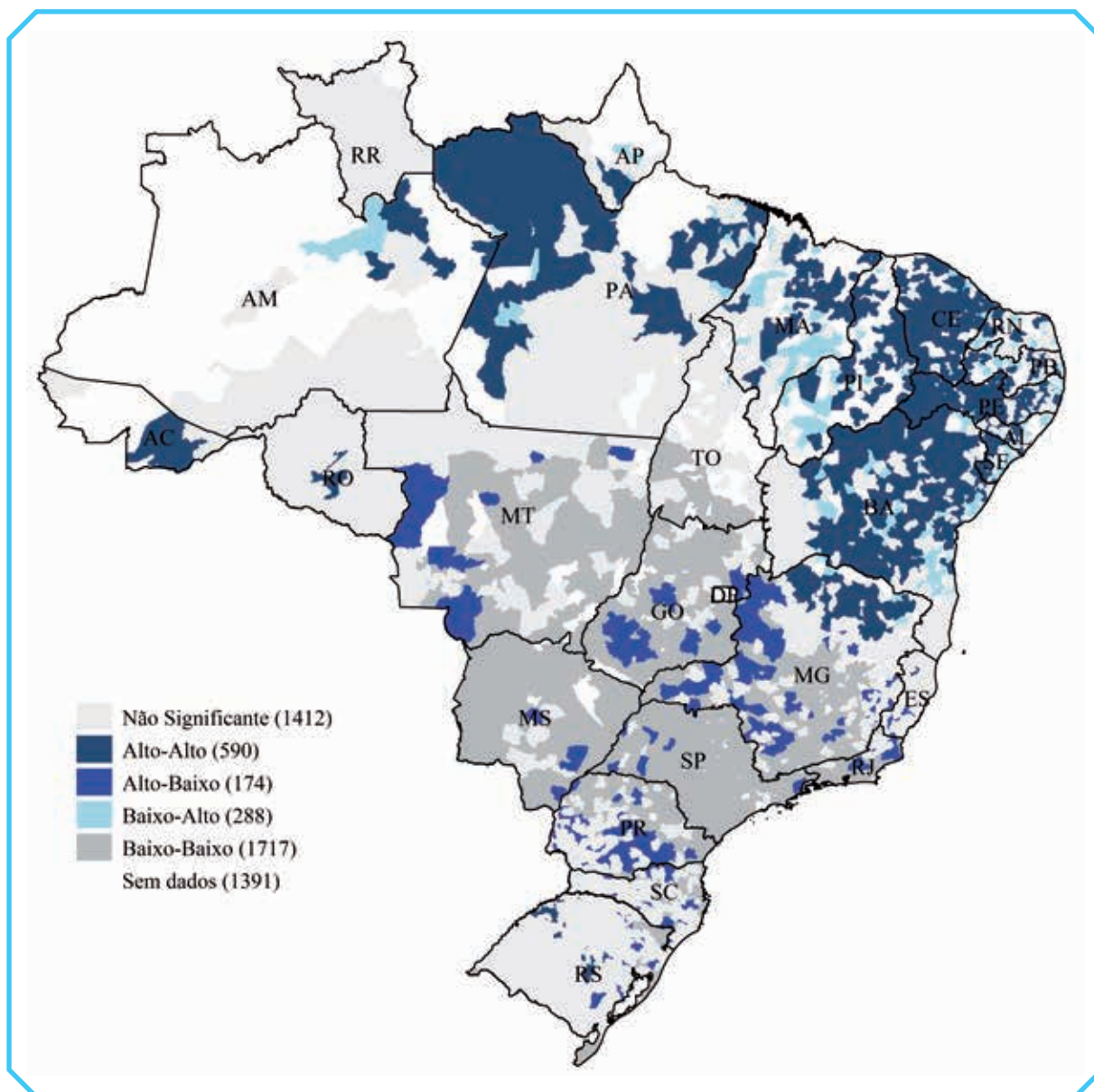
Cooperativas fortes e representativas atuam na região Sul do país em todos os estados integrantes dessa região. Em contrapartida, os demais *clusters* alto-baixo e baixo-alto possuem poucos municípios com essas características. O estado do Mato Grosso do Sul caracteriza pelo *cluster* baixo-alto. Quanto ao *cluster* baixo-baixo, os dados concentraram-se principalmente nos municípios da região Nordeste e Norte.

Pela análise da figura 4, identificou-se também a representatividade do *cluster* alto-alto para as associações. Observou-se que, para a investigação do *cluster*, o padrão espacial comportou-se de forma oposta ao do *cluster* Lisa das cooperativas. Por um lado, os *clusters* alto-alto concentraram-se nos municípios das regiões Norte e Nordeste e no extremo norte de Minas Gerais. Verificou-se que as regiões Norte e Nordeste possuíam grande número de estabelecimentos familiares associados. Por outro lado, o *cluster* do tipo baixo-baixo é maioria dos municípios brasileiros, concentrando-se nas regiões Centro-Oeste e Sudeste.

FIGURA 3*Cluster Lisa para estabelecimentos cooperados (2017)*

Elaboração dos autores.

Obs.: Figura cujos leiaute e textos não puderam ser revisados e padronizados em virtude das condições técnicas do original (nota do Editorial).

FIGURA 4*Cluster Lisa para estabelecimentos associados (2017)*

Elaboração dos autores.

Obs.: Figura cujos leiaute e textos não puderam ser revisados e padronizados em virtude das condições técnicas do original (nota do Editorial).

4.3 Análise econométrica

Para medir os efeitos das variáveis explicativas sobre o VBP dos estabelecimentos agropecuários familiares, foi estimado inicialmente o modelo de MQO, e posteriormente

os modelos de fronteira estocástica, conforme apresentados na tabela 6. No modelo de MQO, todos os fatores de produção foram positivos e significantes estatisticamente, o que ocorreu também para os modelos de fronteira estocástica tradicional e espacial local com a distribuição truncada normal. O teste F para MQO e o teste (chi²) para os modelos de fronteira estocástica indicaram que todos os coeficientes são conjuntamente significativos. Os critérios de Akaike (Akaike Information Criterion – AIC) e bayesiano (Bayesian Information Criterion – BIC) também confirmaram que a estimação por fronteira estocástica foi mais adequada que por MQO, uma vez que tais resultados apresentaram valores menores para a estimação por fronteira estocástica. Entende-se que há ineficiência técnica na produção agropecuária de menor porte nos municípios brasileiros e potencial de crescimento na produção mediante os ganhos de eficiência.

Para a estimação da fronteira estocástica espacial, criou-se matriz inversa da distância e, com isso, foi possível defasar espacialmente as variáveis que compõem a variância da ineficiência (percentual de cooperados e percentual de associados familiares nos municípios brasileiros). O modelo espacial parte da suposição de que uma parcela da ineficiência de um município está ligada ao desempenho de municípios vizinhos.

Observou-se que a soma dos coeficientes dos fatores de produção indicou que a produção agropecuária brasileira de menor porte trabalhou sob retornos constantes a escala em 2017, pois a soma dos coeficientes se aproxima de 1, de todos os três modelos estimados. Assim, espera-se que o aumento no uso de todos os fatores de produção também eleve a produção de forma proporcional.

Os resultados das elasticidades dos fatores de produção do modelo MQO (modelo 1) apresentaram positivos e significantes. Isso significa que um incremento nos fatores produtivos eleva o VBP da agropecuária de menor porte.

TEXTO para DISCUSSÃO

TABELA 6
Estimativas dos modelos¹

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3
<i>log</i> produção	MQO	Fronteira estocástica	Fronteira estocástica espacial local
<i>log</i> capital	0,0837*** (0,00601)	0,0672*** (0,00597)	0,0447*** (0,00625)
<i>log</i> terra	0,0544*** (0,00551)	0,0531*** (0,00532)	0,0656*** (0,00542)
<i>log</i> trabalho	0,125*** (0,00759)	0,188*** (0,00829)	0,219*** (0,00842)
<i>log</i> gastos com insumos	0,740*** (0,0106)	0,703*** (0,0106)	0,681*** (0,0105)
Constante	1,242*** (0,0541)	1,348*** (0,0526)	1,368*** (0,0539)
Ineficiência			
Usigma	-	-	-
<i>log</i> percentual cooperado	-	-0,353*** (0,0249)	-
<i>log</i> percentual associado	-	0,210*** (0,0444)	-
Variáveis com defasagens espaciais			
<i>W log</i> percentual cooperado	-	-	-1,269*** (0,117)
<i>W log</i> percentual associado	-	-	-0,491*** (0,0325)
Vsigma	-	-	-
Constante	-	-2,499*** (0,0320)	-2,526*** (0,0307)
<i>chi</i> ²	-	40.569,424 0,000	41.452,709 0,000
<i>F</i>	9.469,583 0,000	-	-
<i>r</i> ²	0,901	-	-
<i>N</i>	4.181	4.181	4.181
<i>AIC</i>	2.520,685	2.280,202	2.200,361
<i>BIC</i>	2.552,377	2.337,246	2.257,406

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ Erros-padrão em parênteses.

Obs.: * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

No modelo de fronteira estocástica tradicional (modelo 2), as estimativas dos fatores de produção também apresentaram positivos e significativos sobre a produção. O fator de

produção que apresentou a maior elasticidade foi o gasto com insumos, indicando maior potencial para aumentar a produção agropecuária de menor porte. As duas variáveis (percentual de cooperados e percentual de associados) que explicam a ineficiência apresentaram sinais distintos. O percentual de cooperados por município apresentou coeficiente negativo, mostrando que a presença de cooperativas no município reduz a ineficiência da produção agropecuária de menor porte. O resultado do coeficiente do percentual de associados apresentou sinal oposto. De fato, as questões relativas ao associativismo dependem muito de uma organização institucional do ambiente local. A criação de associações é o primeiro passo para tornar o estabelecimento produtivo apto a entrar em um sistema cooperativo.

Os resultados das estimativas dos coeficientes dos fatores de produção apresentaram resultados similares aos dos modelos anteriores. As duas variáveis que explicam a variância da ineficiência do modelo espacial (modelo 3) apresentaram sinais negativos e significativos, indicando que estão negativamente associadas à ineficiência. Os municípios que apresentaram maior percentual de cooperados e associados foram mais eficientes. Segundo Braga, Vieira Filho e Freitas (2019), o sistema cooperativo e associado pode possibilitar que produtores negociem sua produção em maior escala, oferecendo condições favoráveis para o crescimento produtivo dos estabelecimentos integrados às cooperativas e associações. E a orientação técnica possibilita que os agricultores tenham maior conhecimento de técnicas produtivas, o que pode elevar a produção.

Os resultados da eficiência técnica e da ineficiência estão expostos na tabela 7. A média da eficiência técnica do modelo espacial indicou que a produção agropecuária de menor porte nos municípios brasileiros representava 86,8% do potencial máximo. A ineficiência técnica revela que, em média, os municípios brasileiros poderiam aumentar a produção agropecuária em 13,18%, se estivessem produzindo na fronteira de produção e utilizando a mesma quantidade dos fatores de produção.

Os resultados comprovam a importância do uso eficiente dos recursos e do crescimento da produção agropecuária de menor porte por meio de uma vizinhança mais produtiva. Identificou-se também que os municípios das regiões Sul, Centro-Oeste e Sudeste possuem escores de eficiência técnica maiores em relação às demais regiões do país. Sabe-se que a

região Sul é bastante marcada pela presença da agricultura de pequeno porte, com grandes casos de sucesso, também pela presença ativa de cooperativas agropecuárias.

TABELA 7

Estatísticas descritivas da eficiência e da ineficiência técnica dos modelos de fronteira estocástica tradicional e espacial da agropecuária de menor porte (2017)

	Média	Desvio-padrão	Coefficiente de variação	Mínimo	Máximo
Eficiência (modelo tradicional)	0,8860	0,0881	0,0995	0,2547	0,9776
Eficiência (modelo espacial)	0,8682	0,1191	0,1372	0,2584	0,9779
Ineficiência (modelo tradicional)	0,1140	0,0881	0,7734	0,0224	0,7453
Ineficiência (modelo espacial)	0,1318	0,1191	0,9036	0,0221	0,7416

Elaboração dos autores.

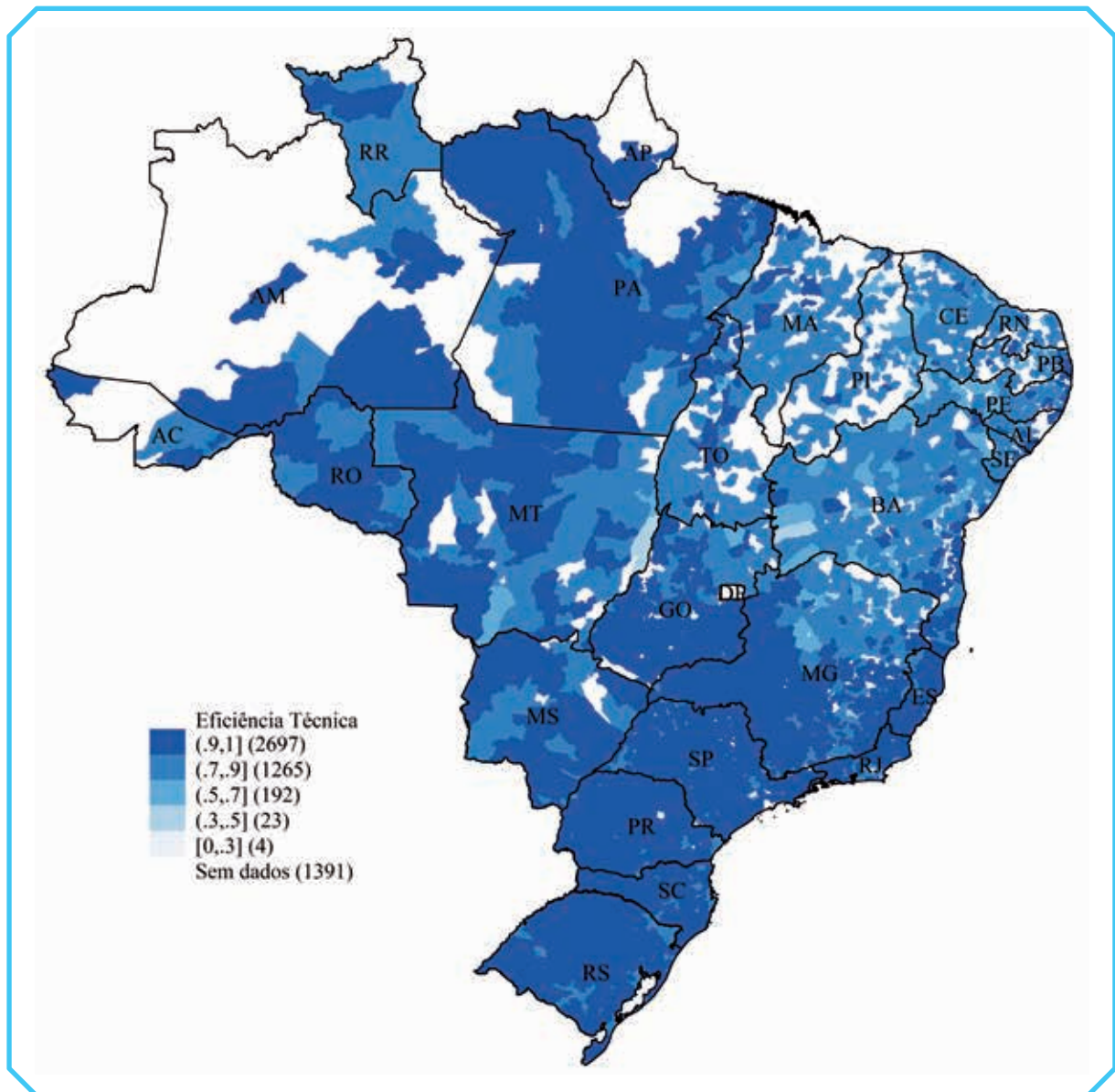
Como a região Sul possui escores de eficiência bastante elevados, Vieira Filho (2013) destaca que a região é composta de estabelecimentos familiares de alta intensidade tecnológica, alta produtividade do trabalho e baixa desigualdade produtiva, desde que haja ambiente institucional favorável ao crescimento e às inovações tecnológicas. Embora o Centro-Oeste não tenha grande número de estabelecimentos familiares, muitos agricultores dessa região têm produção mais moderna, mecanizada, assim como nas regiões Sul e Sudeste. O número de estabelecimentos familiares na região Centro-Oeste cresceu aproximadamente 3%, quando comparados os últimos dois censos agropecuários divulgados (IBGE, 2006; 2017). No que tange ao número de implementos agrícolas, a região Sul detém aproximadamente 64%, seguida da região Sudeste com 24% e da região Centro-Oeste com 6%. Os fatores aqui elencados podem ter favorecido o resultado da eficiência técnica nessas regiões.

Uma das possíveis causas para tal resultado da eficiência técnica da agricultura familiar para as regiões Sul e Nordeste é que, segundo Vieira Filho (2013), a região Sul é tradicionalmente mais dinâmica, obtendo os melhores indicadores de desenvolvimento econômico, o que requer e também retrata base institucional e tecnológica adequada constituída ao longo do tempo. O mesmo ambiente produtivo com condições favoráveis às inovações não se verifica no Nordeste. A figura 5 apresenta a distribuição espacial da eficiência técnica dos modelos de fronteira estocástica tradicional e espacial local para a produção agropecuária de menor porte nos municípios brasileiros. Como observado na figura, os resultados da eficiência dos modelos apresentaram diferenças para algumas regiões do país, o que justifica a importância

do uso eficiente dos recursos e do crescimento produtivo com base no desenvolvimento local em regiões com melhor inserção das instituições locais.

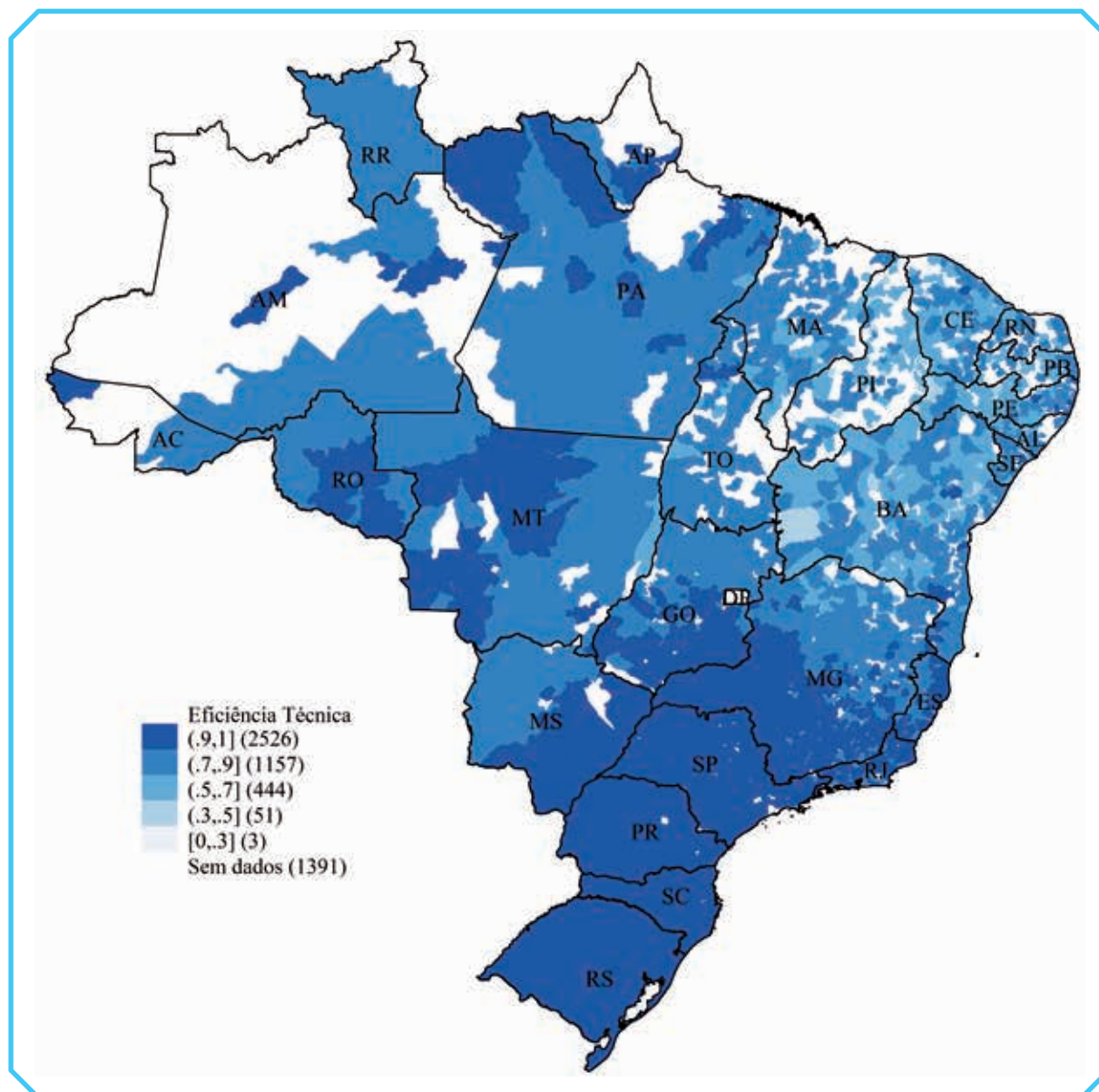
FIGURA 5**Distribuição espacial**

5A – Eficiência técnica da fronteira estocástica tradicional



TEXTO para DISCUSSÃO

5B – Eficiência técnica da fronteira estocástica espacial local da produção agropecuária de menor porte nos municípios brasileiros



Elaboração dos autores.

Obs.: Figura cujos leiaute e textos não puderam ser revisados e padronizados em virtude das condições técnicas do original (nota do Editorial).

A tabela 8 apresenta a correlação da eficiência técnica com as variáveis que as prováveis fontes dessa eficiência. Ressalta-se que a variável dependente desse modelo é referente à eficiência técnica, calculada no modelo de fronteira estocástica espacial local. Em uma análise geral, observa-se que a maioria dos resultados foi estatisticamente significativa.

TABELA 8**Estimativas do modelo fontes de ineficiência¹**

log Eficiência	MQO
<i>log</i> analfabetismo	-0,0147*** (0,00168)
<i>log</i> ensino fundamental	-0,00253 (0,00166)
<i>log</i> ensino médio	0,00657** (0,00315)
<i>log</i> ensino superior	0,00926*** (0,00240)
<i>log</i> percentual pronaf	-0,00473*** (0,00146)
<i>log</i> percentual orientação técnica	0,0117*** (0,00199)
<i>log</i> temperatura	-0,0699*** (0,0161)
<i>log</i> precipitação	0,0877*** (0,00501)
<i>dummy_n</i>	-0,0481*** (0,00877)
<i>dummy_ne</i>	-0,173*** (0,00882)
<i>dummy_se</i>	0,00591 (0,00547)
<i>dummy_co</i>	-0,0121 (0,00753)
Constante	-0,533*** (0,0580)
F	734,801 0,000
<i>r</i> ²	0,695
<i>N</i>	3.884
<i>AIC</i>	-7.668,937
<i>BIC</i>	-7.587,497

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ Erros-padrão em parênteses.

Obs.: *p < 0,10, **p < 0,05, ***p < 0,01.

As variáveis que representam escolaridade mostraram que, quanto maior o nível de escolaridade, maiores são os efeitos na eficiência técnica da produção agropecuária de menor porte. A variável analfabetismo, que representa que os dirigentes dos estabelecimentos não sabem ler nem escrever, apresentou um coeficiente negativo, que impacta a eficiência técnica.

A variável ensino fundamental possui sinal negativo, mas não significativo. Os estabelecimentos que tiverem dirigentes com ensino médio e superior apresentam coeficiente positivo e significativo, o que significa que possibilitam ganhos na eficiência.

O percentual de estabelecimentos familiares com crédito Pronaf tem sinal negativo e significativo. Uma das possíveis causas para isso, segundo Araujo e Vieira Filho (2018), é que existe um comportamento heterogêneo do crédito rural nas diferentes regiões brasileiras. Os autores observaram uma forte concentração dos contratos nas regiões Nordeste, Sul e Sudeste. No entanto, com relação ao valor contratado, o comportamento da distribuição de contratos é diferente entre as regiões, concentrando-se nas regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste.

A variável que representa o percentual de estabelecimentos que possuem orientação técnica obteve sinal positivo e significativo, indicando que o aumento desse percentual eleva os níveis de eficiência técnica dos estabelecimentos de menor porte espalhados pelos municípios brasileiros.

As variáveis climáticas temperatura e precipitação tiveram os sinais dos coeficientes distintos. A temperatura possui coeficiente negativo e significativo, indicando que, quanto maior a temperatura média do município, menor é a eficiência da produção agropecuária de menor porte. Já a precipitação apresentou sinal positivo e significativo, indicando que, quanto maior o nível de precipitação de chuva no município, maior a eficiência técnica da produção agropecuária de menor porte.

As variáveis *dummies* que captam o efeito regional foram estatisticamente significativas apenas para as regiões Norte e Nordeste e possuem coeficientes negativos, quando comparadas à região Sul. As *dummies* das regiões Sudeste e Centro-Oeste possuem coeficientes positivo e negativo, respectivamente, mas não significativos estatisticamente.

5 CONCLUSÕES

Com o desenvolvimento de práticas cooperativistas e o fomento do associativismo, os produtores conseguem barganhar melhores preços e menores custos, o que aumenta a renda, facilitando a adoção de tecnologias mais rentáveis. Vale ressaltar que, por meio

das organizações coletivas (cooperativas e associações), problemas como a incapacidade de capturar economias de escala e baixo poder de mercado em ofertar seus produtos na economia podem ser administrados de forma mais eficiente.

Buscou-se responder ao questionamento se cooperativas e associações de produtores contribuiriam para o crescimento da produção familiar no Brasil. O estudo mostrou que a hipótese levantada foi verdadeira e corrobora a afirmativa de que organizações coletivas de produção auxiliavam no aumento da produção da agropecuária de menor porte. Ademais, o fato de o estabelecimento ser cooperado ou associado ajudou para reduzir a ineficiência produtiva. Mostrou-se que a eficiência técnica estava correlacionada também com questões locais, apresentando padrões distintos nas regiões brasileiras.

Constatou-se que a presença institucional da participação produtiva em cooperativas e associações impactou de forma positiva no valor da produção do estabelecimento familiar. Os indicadores espaciais mostraram que existe um padrão espacial: o cooperativismo é bastante forte na região Sul, enquanto o associativismo é mais frequente no Nordeste. Essas observações estão associadas ao ambiente institucional de cada região. No Nordeste, o desenvolvimento é fortemente marcado por restrições ao desenvolvimento de atividades agropecuárias. O caminho para que os agricultores dessa região encontrem uma alternativa viável na atividade agropecuária seria por meio do aumento da produtividade, que esbarra em questões exógenas (climáticas e geográficas) e endógenas (instituições promotoras do desenvolvimento local).

Pela análise da fronteira estocástica espacial, identificou-se que a média da eficiência técnica dos estabelecimentos familiares foi de cerca de 0,87, ou seja, 13% abaixo da fronteira de eficiência ótima. Observou-se também que os municípios do Nordeste possuem escores de eficiência técnica inferiores aos das regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste. Possíveis indicações para isso é que o ambiente institucional no Sul promove políticas com maior participação local (*bottom-up*), enquanto no Nordeste a participação de instituições locais e produtores é mais passiva, dependendo de políticas públicas de desenvolvimento regional centralizadas (*top-down*).

Com isso, os resultados encontrados podem subsidiar a formulação de políticas públicas que auxiliem a produção agropecuária de menor porte a aumentar sua renda e seu bem-estar, principalmente nas regiões mais carentes, que tiveram os escores de eficiência mais baixos. O estudo buscou, a partir dos dados agregados por municípios do Censo Agropecuário de 2017, mostrar a importância das cooperativas e associações para o crescimento produtivo dos estabelecimentos familiares. Em continuação, o mesmo estudo será refeito com o uso dos microdados, numa tentativa de estimar não somente a participação institucional das organizações coletivas, mas para avaliarmos o indivíduo em sua decisão organizacional e no uso eficiente dos recursos disponíveis.

REFERÊNCIAS

- ABATE, G. T. Drivers of agricultural cooperative formation and farmers' membership and patronage decisions in Ethiopia. **Journal of Co-operative Organization and Management**, v. 6, n. 2, p. 53-63, 2018.
- ABATE, G. T.; FRANCESCONI, G. N.; GETNET, K. Impact of agricultural cooperatives on smallholders' technical efficiency: Empirical evidence from Ethiopia. **Annals of Public and Cooperative Economics**, v. 85, n. 2, p. 257-286, 2014.
- ABEBAW, D.; HAILE, M. G. The impact of cooperatives on agricultural technology adoption: empirical evidence from Ethiopia. **Food Policy**, v. 38, n. 1, p. 82-91, 2013.
- ADETUTU, M. *et al.* The effects of efficiency and TFP growth on pollution in Europe: a multistage spatial analysis. **Journal of Productivity Analysis**, v. 43, n. 3, p. 307-326, 2015.
- AIGNER, D.; LOVELL, C. A. K.; SCHMIDT, P. Formulation and estimation of stochastic frontier production function models. **Journal of Econometrics**, v. 6, p. 21-37, 1977.
- ALVES, E.; SOUZA, G. da S. E. Pequenos estabelecimentos também enriquecem? Pedras e tropeços. **Revista de Política Agrícola**, n. 3, p. 7-21, 2015.
- ANSELIN, L. Local Indicators of Spatial Association (LISA). **Geographical Analysis**, v. 27, n. 2, p. 93-115, 1995.
- ARAUJO, J. A.; VIEIRA FILHO, J. E. R. **Análise dos impactos do PRONAF na agricultura do Brasil no período de 2007 a 2016**. Brasília: Ipea, 2018. (Texto para Discussão, n. 2412).

BATTESE, G. E.; COELLI, T. J. Prediction of firm-level technical efficiencies with a generalized frontier production function and panel data. **Journal of Econometrics**, v. 38, n. 3, p. 387-399, 1988.

_____. A model for technical inefficiency effects in a stochastic frontier production function for panel data. **Journal of Econometrics**, v. 20, p. 325-332, 1995.

BEBER, C. L.; THEUVSEN, L.; OTTER, V. Organizational structures and the evolution of dairy cooperatives in Southern Brazil: a life cycle analysis. **Journal of Co-operative Organization and Management**, v. 6, n. 2, p. 64-77, 2018.

BELOTTI, F. *et al.* Stochastic frontier analysis using Stata. **Stata Journal**, v. 13, n. 4, p. 719-758, 2013.

BERNARD, T.; ABATE, G. T.; LEMMA, S. Agricultural cooperatives in Ethiopia: results of the 2012 ATA Baseline Survey. **Research Ethiopia's Agriculture Policy**, 2013.

BERNARD, T.; SPIELMAN, D. J. Reaching the rural poor through rural producer organizations? A study of agricultural marketing cooperatives in Ethiopia. **Food Policy**, v. 34, n. 1, p. 60-69, 2009.

BERNARD, T.; TAFFESSE, A. S.; GABRE-MADHIN, E. Impact of cooperatives on smallholders' commercialization behavior: evidence from Ethiopia. **Agricultural Economics**, v. 39, n. 2, p. 147-161, 2008.

BRAGA, M. J.; VIEIRA FILHO, J. E. R.; FREITAS, C. O. de. Impactos da extensão rural na renda produtiva. *In*: VIEIRA FILHO, J. E. R. (Org.). **Diagnóstico e desafios da agricultura brasileira**. Rio de Janeiro: Ipea, 2019. p. 137-60.

BRASIL. Lei nº 11.236, 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, 25 jul. 2006.

CHARLES, T.; BATTESE, G. E.; VILLANO, R. A. Family farms plus cooperatives in China: technical efficiency in crop production. **Journal of Asian Economics**, v. 64, p. 101-129, 2019.

COBB, W. C.; DOUGLAS, H. P. A Theory of production. **American Economic Review**, v. 18, n. 3, p. 139-165, 1928.

COSTA, R. A.; VIZCAINO, C. A. C.; COSTA, E. M. Participação em cooperativas e eficiência técnica entre agricultores familiares no Brasil. *In*: VIEIRA FILHO, J. E. R.; GASQUES, J. G. (Orgs.). **Uma jornada pelos contrastes do Brasil: cem anos de censo agropecuário**. Brasília: Ipea, 2020.

DERIADA, A. L. Assessment of cooperative movement in a developing country: the Philippine experience. **Forum of International Development Studies**, n. 28, mar. 2005.

ELHORST, J. P. **Spatial econometrics from cross-sectional data to spatial panels**. Heidelberg: Springer, 2014.

EMANA, B. Cooperatives a path to economic and social empowerment in Ethiopia. **International Labour Organization**, 2020. (ILO Working Papers, n. 995017193202676). Disponível em: <<https://ideas.repec.org/p/ilo/ilowps/995017193202676.html>>.

FAO – FOOD AND AGRICULTURE ORGANIZATION OF THE UNITED NATIONS. **Agricultural cooperatives: key to feeding the World Food Day**. Roma: FAO, 2012.

FERNANDES, R. A. *et al.* Contribuição das cooperativas de crédito no desenvolvimento da agricultura familiar : o caso da Sulcredi Ouro. **Revista Desenvolvimento Socioeconômico em Debate**, v. 4, n. 1, p. 88-105, 2018.

FISCHER, E.; QAIM, M. Linking smallholders to markets: determinants and impacts of farmer collective action in Kenya. **World Development**, v. 40, n. 6, p. 1255-1268, 2012.

FISHLOW, A.; VIEIRA FILHO, J. E. R. **Agriculture and industry in Brazil: innovation and competitiveness**. Nova York: Columbia University Press, 2020.

FRANCESCONI, G. N.; RUBEN, R. The hidden impact of cooperative membership on quality management: a case study from the Dairy Belt of Addis Ababa. **Journal of Entrepreneurial and Organizational Diversity**, v. 1, n. 1, 2012.

GETNET, K.; ANULLO, T. Agricultural cooperatives and rural livelihoods: evidence from Ethiopia. **Annals of Public and Cooperative Economics**, v. 83, n. 2, p. 181-198, 2012.

GLASS, A. J.; KENJEGALIEVA, K.; SICKLES, R. C. A spatial autoregressive stochastic frontier model for panel data with asymmetric efficiency spillovers. **Journal of Econometrics**, v. 190, n. 2, p. 289-300, 2016.

GREENE, W. H. **Alternative panel data estimators for stochastic frontier models**. Nova York: New York University, 2002.

HELLIN, J.; LUNDY, M.; MEIJER, M. Farmer organization, collective action and market access in Meso-America. **Food Policy**, v. 34, n. 1, p. 16-22, 2009.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Censo agropecuário 2006**. Brasília: IBGE, 2006. Disponível em: <<https://sidra.ibge.gov.br/pesquisa/censo-agropecuario/censo-agropecuario-2006/segunda-apuracao>>. Acesso em: 28 mar. 2020.

_____. **Censo agropecuário 2017**. Brasília: IBGE, 2017. Disponível em: <<https://sidra.ibge.gov.br/pesquisa/censo-agropecuario/censo-agropecuario-2017>>. Acesso em: 8 jun. 2020.

ILIOPOULOS, C. *et al.* Organizational design in Estonian agricultural cooperatives. **Journal of Co-operative Organization and Management**, v. 7, n. 2, p. 11, 2019.

Ji, C. *et al.* Estimating effects of cooperative membership on farmers' safe production behaviors: evidence from pig sector in China. **Food Policy**, v. 83, p. 231-245, 2019.

JONDROW, J. *et al.* On the estimation of technical inefficiency in the stochastic frontier production function model. **Journal of Econometrics**, v. 19, n. 2/3, p. 233-238, 1982.

KODAMA, Y. New role of cooperatives in Ethiopia: the case of Ethiopian coffee farmers cooperatives. **African Study Monographs**, v. 35, p. 87-108, 2007.

MA, W.; ABDULAI, A. IPM adoption, cooperative membership and farm economic performance: insight from apple farmers in China. **China Agricultural Economic Review**, v. 11, n. 2, p. 218-236, 2019.

MA, W. *et al.* Agricultural cooperative membership and technical efficiency of apple farmers in China: An analysis accounting for selectivity bias. **Food Policy**, v. 81, p. 122-132, 2018.

MAS-COLELL, A.; WHINSTON, M. D.; GREEN, J. R. **Microeconomic theory**. Nova York: Oxford University Press, 1995.

MEEUSEN, W.; BROECK, J. VAN DEN. Efficiency estimation from Cobb-Douglas production functions with composed error. **International Economic Review**, v. 18, n. 2, 1977.

MORAN, P. A. P. The interpretation of statistical maps. **Journal of the Royal Statistical Society**, v. 10, n. 2, p. 243-251, 1948.

NARROD, C. *et al.* Public-private partnerships and collective action in high value fruit and vegetable supply chains. **Food Policy**, v. 34, n. 1, p. 8-15, 2009.

NAZIRI, D. *et al.* Estimating the impact of small-scale farmer collective action on food safety: the case of vegetables in Vietnam. **Journal of Development Studies**, v. 50, n. 5, p. 715-730, 2014.

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

SOUSA FILHO, H. M. de; BONFIM, R. M. Oportunidades e desafios para a inserção de pequenos produtores em mercados modernos. *In*: CGEE – CENTRO DE GESTÃO E ESTUDOS ESTRATÉGICOS. **A pequena produção rural e as tendências do desenvolvimento agrário brasileiro: ganhar tempo é possível?** Brasília: CGEE, 2013. p. 71-100.

STEVENSON, R. E. Likelihood functions for generalized stochastic frontier estimation. **Journal of Econometrics**, v. 13, p. 57-66, 1980.

TSUKAMOTO, T. A spatial autoregressive stochastic frontier model for panel data incorporating a model of technical inefficiency. **Japan and the World Economy**, v. 50, p. 66-77, 2019.

VIDOLI, F. *et al.* Spatial nonstationarity in the stochastic frontier model: an application to the Italian wine industry. **Regional Science and Urban Economics**, v. 61, p. 153-164, 2016.

VIEIRA FILHO, J. E. R. Distribuição produtiva e tecnológica dos estabelecimentos agropecuários de menor porte e gestão familiar no Brasil. *In*: CGEE – CENTRO DE GESTÃO E ESTUDOS ESTRATÉGICOS. **A pequena produção rural e as tendências do desenvolvimento agrário brasileiro: ganhar tempo é possível?** Brasília: CGEE, 2013. p. 177-199.

_____. Ganhar tempo foi possível? *In*: VIEIRA FILHO, J. E. R.; GASQUES, J. G. (Orgs.). **Uma jornada pelos contrastes do Brasil: cem anos de censo agropecuário**. Brasília: IPEA, 2020.

WANG, H. J.; SCHMIDT, P. One-step and two-step estimation of the effects of exogenous variables on technical efficiency levels. **Journal of Productivity Analysis**, v. 18, n. 2, p. 129-144, 2002.

WOSSEN, T. *et al.* Impacts of extension access and cooperative membership on technology adoption and household welfare. **Journal of Rural Studies**, v. 54, p. 223-233, 2017.

ZHANG, Y.-Y.; JU, G.-W.; ZHAN, J.-T. Farmers using insurance and cooperatives to manage agricultural risks: a case study of the swine industry in China. **Journal of Integrative Agriculture**, v. 18, n. 12, p. 2910-2918, 2019.

EDITORIAL

Chefe do Editorial

Reginaldo da Silva Domingos

Supervisão

Carlos Henrique Santos Vianna

Revisão

Bruna Oliveira Ranquine da Rocha

Carlos Eduardo Gonçalves de Melo

Elaine Oliveira Couto

Lis Silva Hall

Mariana Silva de Lima

Marlon Magno Abreu de Carvalho

Vivian Barros Volotão Santos

Matheus Tojeiro da Silva (estagiário)

Rebeca Raimundo Cardoso dos Santos (estagiária)

Editoração

Aline Cristine Torres da Silva Martins

Mayana Mendes de Mattos

Mayara Barros da Mota (estagiária)

Capa

Aline Cristine Torres da Silva Martins

Projeto Gráfico

Aline Cristine Torres da Silva Martins

The manuscripts in languages other than Portuguese published herein have not been proofread.

Livraria Ipea

SBS – Quadra 1 - Bloco J - Ed. BNDES, Térreo.

70076-900 – Brasília – DF

Fone: (61) 2026-5336

Correio eletrônico: livraria@ipea.gov.br

Missão do Ipea

Aprimorar as políticas públicas essenciais ao desenvolvimento brasileiro por meio da produção e disseminação de conhecimentos e da assessoria ao Estado nas suas decisões estratégicas.



ipea Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada

MINISTÉRIO DA
ECONOMIA



PÁTRIA AMADA
BRASIL
GOVERNO FEDERAL