

Revista de **Política Agrícola**

VENDA
PROIBIDA

e-ISSN 2317-224X
ISSN impresso 1413-4969
Publicação Trimestral
Ano XXIX – Nº 4
Out./Nov./Dez. 2020

Publicação da Secretaria de Política Agrícola do Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento



Função de produção com base nos microdados do Censo Agropecuário de 2017

Pág. 65

**Disparidade de
renda do trabalho
agropecuário
no Matopiba**

Pág. 98

**Aspectos técnicos
e econômicos
da produção
de etanol de
milho no Brasil**

Pág. 142

**Ponto de Vista
Classe média
rural?**

Pág. 160

Sumário

Conselho editorial	
Eliseu Alves (Presidente) <i>Embrapa</i>	
Elísio Contini <i>Embrapa</i>	
Biramar Nunes de Lima <i>Consultor independente</i>	
Carlos Augusto Mattos Santana <i>Embrapa</i>	
Alcido Elenor Wander <i>Embrapa</i>	
José Garcia Gasques <i>Mapa</i>	
Geraldo Sant'Ana de Camargo Barros <i>Consultor independente</i>	
Secretaria-Geral	
Luciana Gontijo Pimenta	
Editor-Chefe	
Wesley José da Rocha	
Foto da capa	
Montagem com imagens de Gerd Altmann e Konyvesotto (freeimages.com)	
Embrapa, Secretaria de Pesquisa e Desenvolvimento	
Supervisão editorial	
Wesley José da Rocha	
Revisão de texto	
Wesley José da Rocha	
Normalização bibliográfica	
Sabrina Déde de C. L. Degaut Pontes	
Projeto gráfico, editoração eletrônica e capa	
Carlos Eduardo Felice Barbeiro	
Carta da Agricultura	
Defesa Agropecuária: proteção do patrimônio da agropecuária brasileira 3 <i>José Guilherme Tollstadius Leal</i>	
Crédito rural: histórico e panorama atual 6 <i>Guilherme André Peleglini Rocha / Vitor Augusto Ozaki</i>	
Competitividade da produção de soja entre Brasil e Paraguai 32 <i>Paulo Eterno Venâncio Assunção</i>	
Convergência da produtividade total dos fatores da agropecuária no Sul do Brasil 47 <i>Bruno Reinoso Hybner / José Luiz Parré / Juliana Franco Afonso</i>	
Função de produção com base nos microdados do Censo Agropecuário de 2017 65 <i>Geraldo da Silva e Souza / Eliane Gonçalves Gomes / Eliseu Roberto de Andrade Alves</i>	
Análise estratégica do setor produtivo de leite do Rio Grande do Sul 83 <i>Raquel Breitenbach / Gabriela Bão Rosolen</i>	
Disparidade de renda do trabalho agropecuário no Matopiba 98 <i>Luís Abel da Silva Filho / Danykelle do Nascimento Pereira / Bruno César Brito Miyamoto</i>	
Desempenho e fontes de crescimento da fruticultura tropical e subtropical no Brasil 113 <i>Wendell Cassemiro da Silva / Cárilton Vieira dos Santos</i>	
Adoption of precision agriculture in subtropical environments 131 <i>Felipe Dalzotto Artuzo / Cainã Lima Costa</i>	
Aspectos técnicos e econômicos da produção de etanol de milho no Brasil 142 <i>Haroldo José Torres da Silva / Peterson Felipe Arias Santos / Enilson Carlos Nogueira Junior / Carlos Eduardo de Freitas Vian</i>	
Ponto de Vista	
Classe média rural? 160 <i>Pedro Abel Vieira / Antônio Márcio Buainain / Roberta Grundling / Elísio Contini</i>	

Acesse gratuitamente a **Revista de Política Agrícola** em
Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento
www.gov.br/agricultura/pt-br/assuntos/politica-agricola/todas-publicacoes-de-politica-agricola/revista-de-politica-agricola

Embrapa
www.embrapa.br/rpa

Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento
Secretaria de Política Agrícola

Esplanada dos Ministérios, Bloco D, 5º andar
70043-900 Brasília, DF
Fone: (61) 3218-2292
Fax: (61) 3224-8414
www.agricultura.gov.br
spa@agricultura.gov.br

Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária
Secretaria de Pesquisa e Desenvolvimento

Parque Estação Biológica (PqEB)
Av. W3 Norte (final)
70770-901 Brasília, DF
Fone: (61) 3448-2418
Wesley José da Rocha
wesley.jose@embrapa.br

Esta revista é uma publicação trimestral da Secretaria de Política Agrícola do Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento, com a colaboração técnica da Secretaria de Gestão Estratégica da Embrapa e da Conab, dirigida a técnicos, empresários, pesquisadores que trabalham com o complexo agroindustrial e a quem busca informações sobre política agrícola.

É permitida a citação de artigos e dados desta revista, desde que seja mencionada a fonte. As matérias assinadas não refletem, necessariamente, a opinião do Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento.

Tiragem

impressão suspensa
Publicação digital - formato pdf

Está autorizada, pelos autores e editores, a reprodução desta publicação, no todo ou em parte, desde que para fins não comerciais

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação (CIP)

Embrapa, Secretaria Geral

Revista de Política Agrícola. – Ano 1, n. 1 (fev. 1992)-. – Brasília, DF : Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento, Secretaria de Política Agrícola, 1992- v. ; 27 cm.

Trimestral. Bimestral: 1992-1993.

Editor: Secretaria de Política Agrícola do Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento, 2004- .

Disponível também na internet: www.gov.br/agricultura/pt-br/assuntos/politica-agricola/todas-publicacoes-de-politica-agricola/revista-de-politica-agricola
ISSN impresso 1413-4969. eISSN 2317-224x

1. Política agrícola. I. Brasil. Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento. Secretaria de Política Agrícola. II. Embrapa. III. Companhia Nacional de Abastecimento.

CDD 338.18 (21 ed.)

Rejane Maria de Oliveira (CRB-1/2913)

Defesa Agropecuária

Proteção do patrimônio da agropecuária brasileira

José Guilherme Tollstadius Leal¹

O crescimento e o desenvolvimento da agropecuária brasileira nas últimas três décadas se devem, primeiramente, ao produtor rural do País, que demonstra empreendedorismo e uma capacidade fantástica de incorporar novas tecnologias ao seu sistema produtivo.

A pesquisa agropecuária, pública e privada, ofereceu e continua apresentando possibilidades de tecnologias para o aumento de produtividade e diversificação de sistemas de produção, cada vez mais sustentáveis.

Os instrumentos da política agrícola permitiram suporte importante para o desenvolvimento da produção primária, mas também para a capacidade de armazenamento e crescimento da agroindustrialização. No momento atual, temos mudanças no crédito rural, com oportunidades para incremento da oferta de crédito pelo setor privado e verifica-se o fortalecimento do seguro rural.

A Defesa Agropecuária, política pública de Estado, que conta com grande engajamento do produtor rural, do setor agroindustrial e do segmento de insumos agropecuários, tem possibilitado competitividade para o Agro Brasileiro

e desempenha papel fundamental na diversificação e no crescimento das exportações dos produtos agropecuários de nosso país, além de garantir a oferta e segurança dos produtos e insumos ao cidadão brasileiro.

Defesa Agropecuária é a estrutura constituída de normas e ações, que integram sistemas públicos e privados, voltadas à preservação ou melhoria da saúde animal, da sanidade vegetal e da inocuidade, identidade, qualidade e segurança de alimentos, insumos e demais produtos agropecuários.

[...] desempenha papel fundamental na diversificação e no crescimento das exportações dos produtos agropecuários de nosso país, além de garantir a oferta e segurança dos produtos e insumos ao cidadão brasileiro.

Mas um conceito mais direto e de fácil compreensão foi apresentado pela Dra. Tânia Lyra (2018, p.23, grifo do autor)²: “Defesa Agropecuária é a **proteção da agropecuária**”, incluindo a qualidade e segurança dos insumos agropecuários, a prevenção e o controle de doenças dos animais e das pragas dos vegetais, a inspeção dos produtos de origem animal e a dos de origem vegetal,

culminando com a oferta de alimentos seguros à população.

No Brasil, o sistema público da Defesa Agropecuária está organizado com a atuação do

¹ Secretário de Defesa Agropecuária.

² LYRA, T.M. de P. **Defesa agropecuária: histórico, ações e perspectivas**. Brasília: Mapa, 2018.

governo federal, dos governos estaduais e distrital e de alguma participação da esfera municipal na área de inspeção, com os Serviços de Inspeção Municipais. A lei nº 8.171, de 1991³, em seu Capítulo VII, disciplina as competências dos entes e estabelece a organização do Sistema Unificado de Atenção à Sanidade Agropecuária (Suasa), regulamentado pelo Decreto nº 5.741, de 2006⁴.

Para cumprir as funções típicas de Estado, o Ministério da Agricultura conta com 2.300 servidores de formação superior e 1.400 técnicos de nível médio, nas carreiras de auditoria e fiscalização, dedicados aos diversos serviços da Defesa Agropecuária. No âmbito estadual e distrital, são 5.200 servidores de nível superior e 4.700 técnicos de nível médio nos órgãos de Defesa Agropecuária⁵.

Com o setor agropecuário e agroindustrial em franco crescimento, e com o consumidor cada vez mais exigente, o sistema público da Defesa Agropecuária deve evoluir, se tornar mais ágil, seguro, confiável, com redução da burocracia, revisão de processos e clareza regulatória. A Ministra Tereza Cristina tem falado: “simplificar sem precarizar”⁶ – um jeito direto de expressar o que a sociedade espera do setor público moderno.

A Defesa Agropecuária no Brasil avançou muito nas últimas décadas, saindo do conceito de responsabilidade exclusiva do Estado, com atribuições de controle e fiscalização da pro-

dução de insumos e produtos agropecuários, para o conceito de que a responsabilidade pela produção é de quem a produz, observadas as normas que devem ser aplicadas igualmente a todos. Cabe ao setor público a responsabilidade da verificação do cumprimento da legislação.

Esse avanço permitiu importantes evoluções, com destaque para a inspeção de produtos de origem animal, que vem implantando o conceito de autocontrole desde a segunda metade da década passada e se integrou definitivamente à legislação com o novo Regulamento da Inspeção Industrial e Sanitária de Produtos de Origem Animal (Riispoa)⁷, publicado em 2017. Ainda na inspeção, na última década o Serviço de Inspeção Federal (SIF) passou a aplicar as mesmas exigências rigorosas a todos os estabelecimentos inspecionados, e não somente para aqueles que exportam, o que traz proteção para o consumidor brasileiro e permite a exportação para diversos países por meio da qualificação do serviço brasileiro.

Em 2018, o Brasil conseguiu reconhecimento oficial internacional, concedido pela Organização Mundial de Saúde Animal (OIE), por ter erradicado a febre aftosa em todo território nacional⁸. Avançamos agora para a mudança de status sanitário, com 20% do rebanho nacional em áreas livre de febre aftosa sem vacinação, status que buscamos alcançar em todo o Brasil nos próximos anos.

Em 2018, o Brasil conseguiu reconhecimento oficial internacional, [...], por ter erradicado a febre aftosa em todo território nacional.

³ BRASIL. Lei nº 8.171, de 17 de janeiro de 1991. Dispõe sobre a política agrícola. **Diário Oficial [da] República Federativa do Brasil**, 18 jan. 1991. Seção1, p.1330-1335.

⁴ BRASIL. Decreto nº 5.741, de 30 de março de 2006. Regulamenta os arts. 27-A, 28-A e 29-A da Lei nº 8.171, de 17 de janeiro de 1991, organiza o Sistema Unificado de Atenção à Sanidade Agropecuária, e dá outras providências. **Diário Oficial da União**, 31 mar. 2006. Seção1, p.82-93.

⁵ PORTAL DA TRANSPARÊNCIA. Disponível em: <<http://transparencia.gov.br/servidores>>. Acesso em: 24 dez. 2020.

⁶ MINISTÉRIO assina contrato com o BID para destinar US\$ 200 milhões para a Defesa Agropecuária. 4 dez. 2019. Disponível em: <<https://www.gov.br/agricultura/pt-br/assuntos/noticias/ministerio-assina-contrato-com-o-bid-para-destinar-US-200-milhoes-para-a-defesa-agropecuaria>>. Acesso em: 23 dez. 2020.

⁷ Decreto nº 9.013, de 29 de março de 2017. Regulamenta a Lei nº 1.283, de 18 de dezembro de 1950, e a Lei nº 7.889, de 23 de novembro de 1989, que dispõem sobre a inspeção industrial e sanitária de produtos de origem animal. **Diário Oficial da União**, 30 mar. 2017. Seção1, p.3-27.

⁸ OIE. World Organisation for Animal Health. **List of FMD free Members**. 2020. Disponível em: <<https://www.oie.int/en/animal-health-in-the-world/official-disease-status/fmd/list-of-fmd-free-members/#c10686>>. Acesso em: 23 dez. 2020.

Erradicamos a *Cydia pomonella* (praga das maçãs e peras), reduzindo o custo de produção e alavancando as exportações de maçã do Brasil para diversos novos mercados⁹.

Ameaças, novas exigências e novos requisitos desafiam diariamente o sistema de Defesa Agropecuária. Prevenir a entrada de doenças, como a peste suína africana e a nova raça da murcha de fusarium da banana (FocR4T), ou manter áreas livres de peste suína clássica (PSC) e da mosca da carambola, requer um serviço ativo de vigilância, que não pode parar, nem mesmo em tempos difíceis, como o atual, de enfrentamento da pandemia da Covid-19.

Para continuar protegendo a agropecuária e garantir alimentos seguros, dentro do contexto

de ajuste fiscal – orçamento limitado e dificuldades para contratação de servidores –, faz-se necessária a rápida incorporação de novas tecnologias que permitam ganho de produtividade ao serviço público. Para isso, é preciso haver um processo regulatório transparente, ágil e de fácil entendimento para quem está produzindo – consolidar o papel do Estado como verificador e auditor, e o do setor privado como responsável pelos seus processos e pela qualidade e segurança dos seus produtos.

Competitividade, alimento seguro e acesso ao mercado externo – um serviço fortalecido e moderno de Defesa Agropecuária é proteção para o Agro Brasileiro.

⁹ BRASIL. Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento. Instrução Normativa nº 10, de 7 de maio de 2014. [Declara o Brasil como País Livre da Praga *Cydia pomonella*]. **Diário Oficial da União**, 8 maio 2014. Seção1, p.5.

Crédito rural

Histórico e

panorama atual¹

Guilherme André Peleglini Rocha²
Vitor Augusto Ozaki³

Resumo – A principal política pública de estímulo e apoio à agropecuária é a de crédito rural. No ano agrícola 2018/2019, o Plano Agrícola e Pecuário (PAP) disponibilizou \$ 191,1 bilhões para essa finalidade. Muitos pesquisadores buscaram entender e mensurar a eficácia dessa política, e o principal objetivo deste estudo é descrever, via revisão sistemática da literatura, a produção científica nacional da política de crédito rural. Apresenta-se aqui, com dados do Banco Central, do Censo Agropecuário de 2017 e de outras publicações, também um panorama atual dessa política.

Palavras-chave: crédito agropecuário, crédito rural, Plano Agrícola e Pecuário, política agrícola.

Rural credit: history and current overview

Abstract – The main public policy for stimulating and supporting agriculture is the rural credit, and in the 2018/19 agricultural year it was made available through the Agricultural and Livestock Plan (PAP), totaling US \$ 191.1 billion for this use. Several researchers over the years sought to understand and measure the effectiveness of this policy, generating a high value of knowledge for the country. That said, the present study aims to describe the national scientific production of rural credit policy through a systematic literature review. In addition, a current overview of this policy is presented with data from the Central Bank, 2017 Agricultural Census, and updated textbooks.

Keywords: crédito agropecuário, rural credit, Agricultural and Livestock Plan, agricultural policy.

Introdução

O crédito rural é o principal instrumento da política agrícola brasileira (Wedekin et al., 2019). O montante disponibilizado via Plano Safra 2019/2020 foi de R\$ 222,74 bilhões, sendo R\$ 169,33 bilhões para custeio, comercialização e industrialização, e R\$ 53,41 bilhões para investimentos.

Essa política sofreu muitas mudanças para se adequar ao contexto macroeconômico e às estratégias do poder público. Nas décadas de 1960

e 1970, visando modernizar e expandir a fronteira agrícola pelo crescimento da produção de grãos, o governo interveio fortemente no setor. Mas a década de 1980, caracterizada pela intensificação do processo inflacionário e pela crise fiscal do Estado, impediu o governo de continuar como principal supridor de recursos para a agropecuária (Ramos & Martha Júnior, 2010).

A partir da década 1990, marcada pela reestruturação da economia brasileira, o apoio ao setor caiu substancialmente – fim de subsídios

¹ Original recebido em 20/1/2020 e aprovado em 4/6/2020.

² Mestre em Economia Aplicada. E-mail: guilhermerocha_7@hotmail.com

³ Doutor em Economia Aplicada. E-mail: vitorozaki@hotmail.com

e redução do volume de crédito –, abrindo espaço para os programas de sustentação de preços e garantias de renda aos produtores como os principais instrumentos de suporte (Brasil, 2007; Bacha, 2018). A década de 2000 é caracterizada pela criação de modalidades alternativas para ampliar a participação de agentes privados no financiamento agropecuário.

O objetivo deste trabalho é descrever a trajetória do modelo de financiamento rural no Brasil, através de literatura selecionada, tomando como ponto de partida a criação do Sistema Nacional de Crédito Rural (SNCR), em 1965 (Brasil, 1965). Além disso, um panorama atual dessa política é apresentado. A análise será desenvolvida através de uma revisão sistemática da bibliografia.

Metodologia

A revisão sistemática pode ser definida como uma forma de pesquisa que utiliza, através de fonte de dados, a literatura sobre determinado tema. Para isso, usa uma estratégia de intervenção específica, mediante a aplicação de métodos explícitos e sistematizados de busca, apreciação crítica e síntese da informação selecionada (Sampaio & Mancini, 2007). Portanto, é uma investigação científica em si mesma (Cook et al., 1997).

A revisão sistemática difere da revisão simples (ou revisão narrativa), de maneira geral, por ser uma forma de pesquisa que usa rigor metodológico.

Este trabalho, classificado como uma revisão sistemática da literatura (qualitativa), através de uma síntese narrativa, é organizado em ordem cronológica dos fatos estudados. Foram consideradas apenas publicações em periódicos nacionais com qualis⁴ B1 para o evento de classificação do quadriênio 2013–2016, na área de avaliação “Economia”. B1 é a melhor classifi-

cação de avaliação que os periódicos nacionais alcançaram nessa área (Capes, 2019).

Para as buscas das palavras selecionadas, optou-se pelo uso de termos livres, ou seja, sem o emprego de vocabulário controlado (descritores). Essa estratégia garante a detecção da maioria dos trabalhos publicados dentro dos critérios preestabelecidos. Foram encontrados 276 artigos, e 34 foram selecionados para revisão (Tabela 1).

Os critérios utilizados para inclusão dos trabalhos foram estes: artigos em português, inglês ou espanhol; artigos que analisam a política de crédito rural para o Brasil; artigos cujo objetivo explícito é o estudo da política agropecuária de crédito; artigos publicados a partir de 1970. Critérios para exclusão adotados: artigos que tratam das cooperativas de crédito; artigos nos demais idiomas; artigos que analisam o caso das políticas agropecuárias no exterior; artigos que não tenham como objetivo explícito o estudo da política de interesse; artigos publicados antes de 1970.

As palavras utilizadas nas buscas foram: crédito agrícola, crédito rural, crédito agropecuário, *agricultural credit* e *rural credit*. As pesquisas dessas palavras foram feitas diretamente no site de cada revista.

Crédito rural

As duas primeiras décadas do SNCR

O período 1965–1986 foi de aceleração do processo de modernização da agropecuária brasileira, impulsionado por diversas políticas de estímulo ao crescimento desse setor (Bacha, 2018). Uma delas foi o processo de institucionalização da política de crédito rural, em 1965, através da Lei 4.829 (Brasil, 1965), que criou o Sistema Nacional de Crédito Rural (SNCR). A lei tem como objetivos específicos:

⁴ O Qualis-Periódicos é um sistema de classificação da produção científica dos programas de pós-graduação no que se refere aos artigos publicados em periódicos científicos (Capes, 2019).

Tabela 1. Número de artigos encontrados e selecionados por revista científica brasileira.

Revista	Nº de artigos encontrados	Nº de artigos selecionados
Análise Econômica (UFRGS)	4	3
<i>Brazilian Review of Econometrics</i> (FGV)	1	1
Economia (Anpec)	0	0
Economia Aplicada (USP)	46	5
Economia e Sociedade (Unicamp)	6	0
Estudos Econômicos (USP)	87	3
Nova Economia (UFMG)	4	2
Pesquisa e Planejamento Econômico (Ipea)	3	2
Read. Revista Eletrônica de Administração (UFRGS)	1	0
Revista Brasileira de Economia (FGV)	7	5
Revista Brasileira de Finanças (FGV)	0	0
Revista de Economia Contemporânea (UFRJ)	4	0
Revista de Economia e Sociologia Rural	110	13
Revista de Economia Política	3	0
Total	276	34

- 1) Estimular o incremento ordenado dos investimentos rurais.
- 2) Favorecer o custeio oportuno e adequado da produção e a comercialização de produtos agropecuários.
- 3) Possibilitar o fortalecimento econômico dos produtores rurais.
- 4) Incentivar a introdução de métodos racionais de produção.

A lei apresenta quatro finalidades para o crédito rural: custeio, investimento, comercialização e industrialização.

Para essas finalidades, diversas fontes de recursos foram incorporadas ao sistema: saldo dos depósitos à vista dos bancos públicos; recursos de fundos e programas agrícolas; saldos líquidos do Tesouro Nacional; e depósitos em moeda dos bancos comerciais no Banco Central, entre outras.

Além disso, através da resolução de número 69⁵, de 22 de setembro de 1967 (Bacen, 1967), estabeleceu-se a compulsoriedade da aplicação de 10% dos saldos dos depósitos à vista dos bancos comerciais para o financiamento agrícola – houve elevação de 10% para 15% em 1973; de 15% para 20% em 1980; em 1981 foi estabelecida a elevação gradual até atingir 25%, entre outros ajustes.

Com isso, o governo foi responsável por uma porcentagem crescente do saldo do crédito rural na década de 1970 (Mata, 1981). De 1969 a 1985, os números de contratos de crédito rural aumentaram substancialmente, de 1,14 milhão para 2,3 milhões (Figura 1), como também seu valor global (em termos reais), de R\$ 31 bilhões para R\$ 84 bilhões (Araújo, 2011).

Com a crescente disponibilidade de recursos, Oliveira (1984) observou o início de um considerável fluxo implícito líquido de renda da agricultura para outros setores, parecendo estar

⁵ Resolução do Banco Central do Brasil na forma de deliberação do Conselho Monetário Nacional.

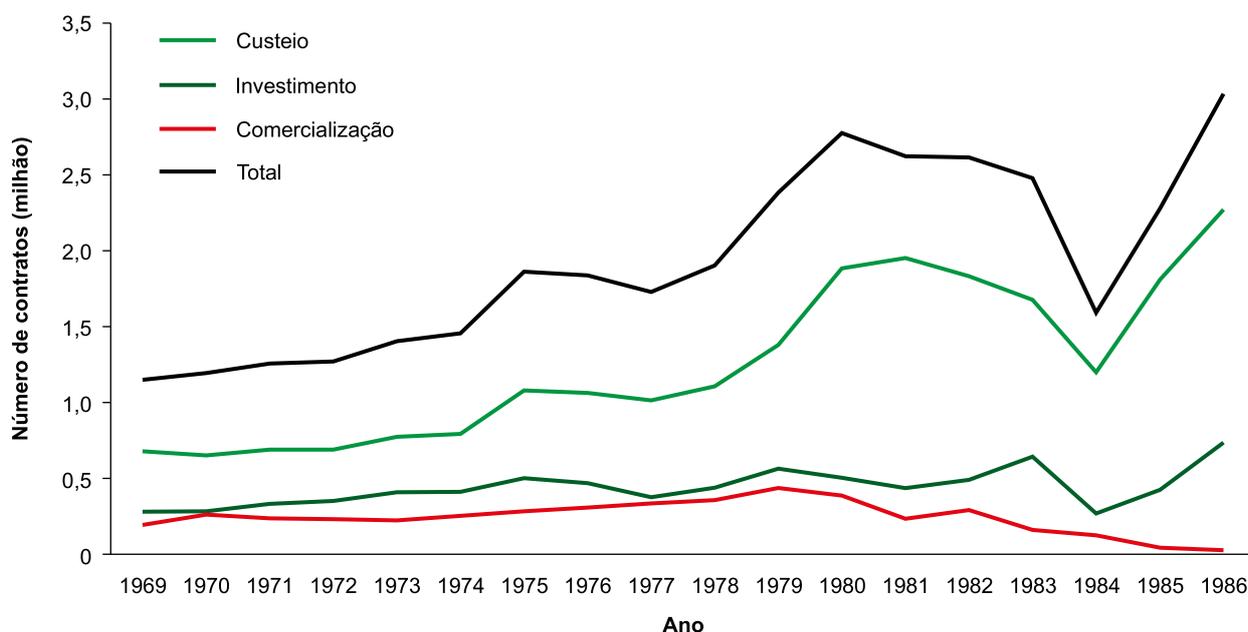


Figura 1. Evolução do número total de contratos do SNCR, por modalidade, em 1969–1986.

Fonte: elaborado com dados do Bacen (2020).

relacionado com as políticas recentes de industrialização substitutiva de importações⁶.

As políticas de industrialização substitutiva de importação visavam ao aumento da demanda por máquinas, equipamentos e insumos da indústria nacional, que tinha necessidade de ampliar de forma significativa o mercado para a sua produção em crescimento (Fürstenau, 1987), por meio do fluxo de renda gerado da agricultura para outros setores, que, por sua vez, era consequência da crescente disponibilidade de crédito rural no período.

O crédito subsidiado disponibilizado nesse intervalo é caracterizado por taxas de juros reais negativas⁷. Mata (1981) diz que os subsídios representaram algo em torno de 6,5% da arrecadação, constatando-se considerável ônus para a

União, o que constituiria forte pressão expansionista da base monetária⁸.

Porém, esses recursos cumpriram um papel crucial na modernização agrícola, estimulando o uso de novos insumos e suprindo a falta de capital de giro dos produtores (Rask et al., 1974; Mata, 1981; Rezende, 1985). A Tabela 2 mostra a evolução do consumo aparente de NPK⁹ e do número de tratores em 1960–1985.

Mesmo com a crescente disponibilidade de recursos e forte estímulo para uso de novos insumos e tecnologias nessa época, alguns pontos práticos da política necessitaram de melhorias, destacando-se três principais.

Primeiramente, o aumento substancial da disponibilidade de crédito rural veio seguido de uma possível discriminação em seu processo de distribuição. Para alguns autores, essa política

⁶ Afirmação também encontrada em seu trabalho posterior, Oliveira (1985).

⁷ As menores taxas reais do período foram de -34,38% em 1980 e -31,72% em 1979 (Bacha, 2018).

⁸ Quando tal pressão resulta em emissão de moeda, amplia-se a liquidez na economia, abrindo caminho para a elevação geral dos preços (Mata, 1981).

⁹ Nitrogênio, Fósforo e Potássio.

Tabela 2. Evolução do consumo aparente de NPK e do número de tratores nos estabelecimentos agropecuários em 1960–1985.

Ano	NPK (t mil)	Número de tratores
1960	243	61.345
1965	257	N/A
1970	990	165.870
1975	1.977	323.113
1980	4.066	545.205
1985	3.127	665.280

Fonte: elaborado com dados do IBGE (2020) e NPCT (2020).

favorecia mais os grandes proprietários, os segmentos mais abastados e tecnologicamente mais avançados (Rask et al., 1974; Yee, 1983; Oliveira, 1984).

Pode-se tentar justificar essa crítica com os argumentos de que, em geral, os grandes produtores rurais são os que apresentam os menores riscos de inadimplência e fornecem garantias reais, e de que os custos caem com a celebração de um número menor de grandes contratos em vez de vários contratos de valores baixos (Fürstenau, 1987).

Em segundo lugar, constata-se baixo nível de produtividade do setor quando comparado com outros países produtores¹⁰ (Rask et al., 1974), deixando clara a necessidade de ações interligadas com a política de crédito rural, como o incentivo à pesquisa e serviços de educação formal no meio rural. Para suprir essa carência, na década de 1970 foram criadas a Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (Embrapa) e a Empresa Brasileira de Assistência Técnica e Extensão Rural (Embrater), responsáveis por coordenar as respectivas atividades em nível nacional (Bacha, 2018).

Por fim, foi possível observar a falta de um sistema confiável de garantia de renda, capaz de reduzir a incidência do risco para o agricultor e

para o sistema bancário (Rezende, 1985). Essa crítica vem sendo sustentada por diversos autores contemporâneos, que defendem a massificação e o aprimoramento da política de seguro rural como uma das principais formas de gerenciamento de risco na agropecuária (Almeida, 2007; Ozaki, 2013; Nassar, 2015).

Novo modelo de financiamento rural pós-1987

O fim da década de 1980 é caracterizado por reduções significativas nos gastos públicos com a agropecuária. Enquanto em 1987 as despesas da União com a atividade representavam 10,84%, em 2016 elas foram de apenas 0,86% (Figura 2).

As reduções de despesas foram consequência de um novo cenário econômico, com destaques para a crise internacional do petróleo, o endividamento externo e a recessão prolongada, com crescimento descontrolado da inflação (Almeida, 1994). Quanto ao crédito rural, o valor concedido caiu de 1986 a 1996, voltando a subir apenas a partir de 1997. A taxa de juros real cobrada nessas operações aumentou sistematicamente, passando de negativa para positiva de maneira geral (Bacha, 2018) – Figura 3.

Diante desse cenário, o governo estimulou a criação de novos instrumentos privados para financiar a agropecuária. Em 1994, através da Lei 8.929 (Brasil, 1994), criou-se a Cédula de Produto Rural (CPR) na modalidade física. Trata-se de uma venda antecipada com recebimento no ato e entrega diferida, caracterizando-se como um contrato a termo (Gonzalez & Marques, 1999). Já em 2004, através da Lei 11.076 (Brasil, 2004), foram criados cinco novos títulos de financiamento: Certificado de Depósito Agropecuário e Warrant Agropecuário (CDA/WA); Letra de Crédito do Agronegócio (LCA); Certificado de Recebíveis do Agronegócio (CRA); e Certificado de Direitos Creditórios do Agronegócio (CDCA).

¹⁰ A comparação foi feita com grandes países produtores que têm relações semelhantes entre preços de fatores e de produtos.

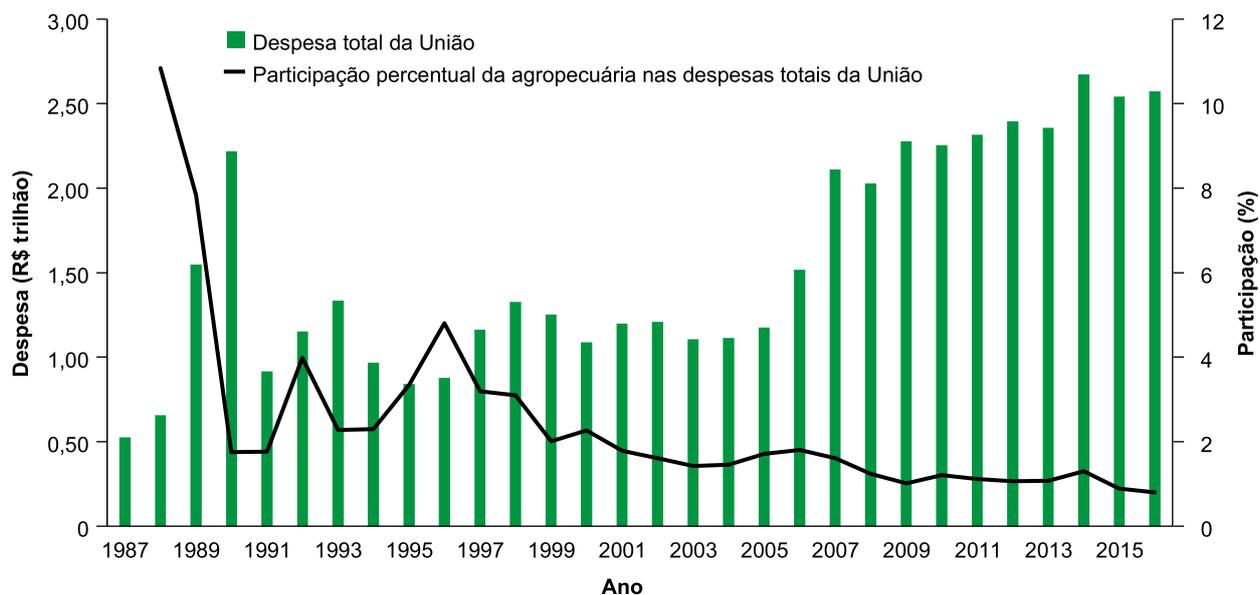


Figura 2. Participação (%) dos gastos com a agropecuária nas despesas totais da União em 1987–2016.

Nota: valores reais de 2016.

Fonte: Gasques et al. (2010 citado por Bacha, 2018, p.249).

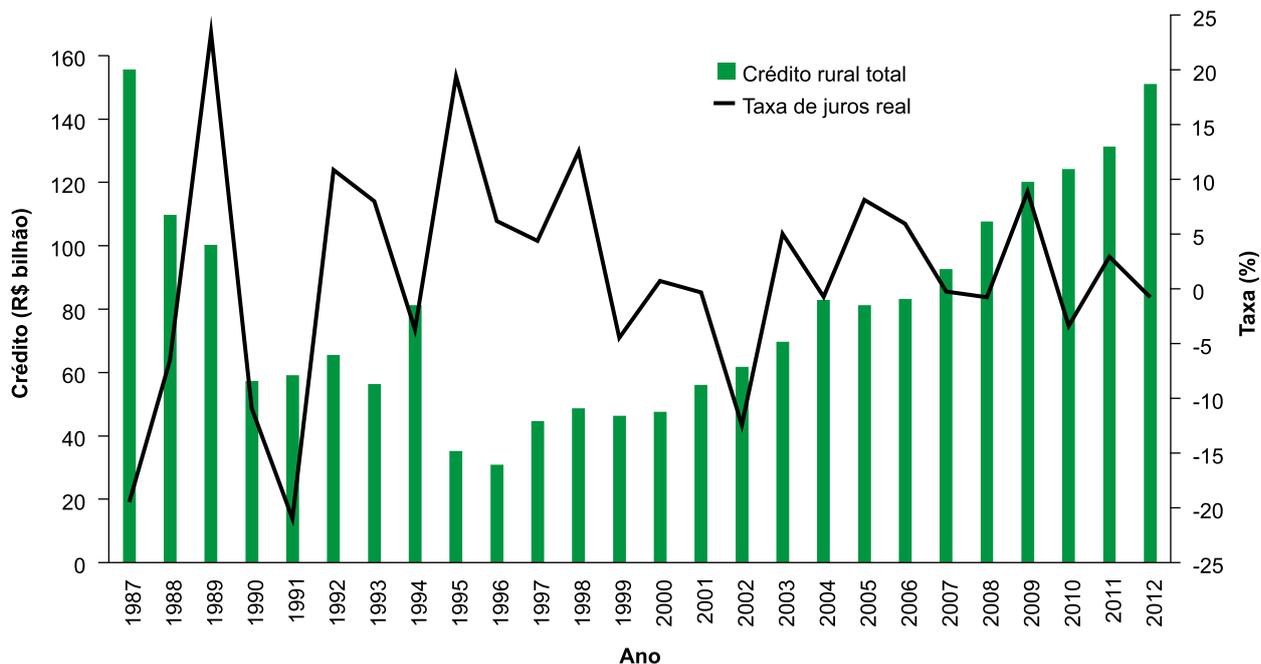


Figura 3. Valor total de crédito rural contratado e taxa de juros em 1987–2012.

Nota: valores reais de 2016.

Fonte: Bacha (2018, p.86).

Além disso, algumas alternativas informais (não oficiais) de financiamento ganharam destaque, complementando ou substituindo o crédito rural formal (oficial). Almeida (1994) afirma que essa modalidade possuía grande flexibilidade operacional e rapidez na concessão de recursos, o que possibilitou a ampliação do seu espaço entre produtores de todos os níveis tecnológicos, tipos de agricultura e escalas de produção.

Os principais mecanismos informais para concessão de crédito foram: “Soja verde”, uma forma de comercialização antecipada da safra, com pré-pagamento da produção pelas *tradings*, agroindústrias e cerealistas. “Venda a prazo safra”, operação em que os fornecedores de insumos concedem prazos de 180 a 210 dias, com entrega dos insumos antes do plantio, para o pagamento depois da colheita. “Barter”, conhecido como troca de insumos por grãos (Cardoso, 2018). Em 2003, 72% dos recursos emprestados para o setor agrícola eram externos ao SNCR (Santana & Nascimento, 2012) – Figura 4.

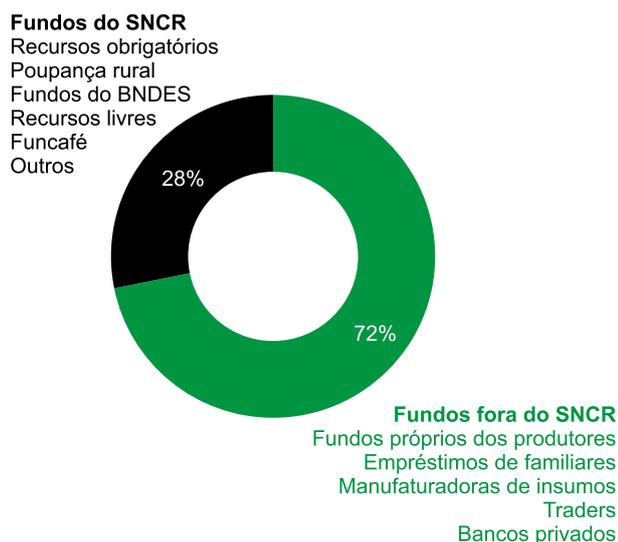


Figura 4. Participação dos fundos do SNCR no financiamento da agricultura no Brasil em 2003.

Fonte: Santana & Nascimento (2012).

Outro marco importante foi a criação do Programa Nacional de Fortalecimento da Agricultura Familiar (Pronaf), em 1996, pelo Decreto Presidencial nº 1.946 (Brasil, 1996). Foi

a primeira política pública exclusiva da agricultura familiar, tendo contribuído tanto para a consolidação do conceito de agricultura familiar no Brasil quanto para conferir à categoria legitimidade social e reconhecimento como segmento produtivo (Pereira & Nascimento, 2014).

Segundo Bacha (2018), a agricultura familiar incorpora grande gama de produtores: camponeses; agricultor não camponês e que utiliza apenas mão de obra familiar; e agricultor capitalizado que usa mão de obra assalariada.

Segundo o Censo Agropecuário de 2006, esses grupos representaram 84,4% dos estabelecimentos rurais no Brasil naquele ano, detendo 24,3% da área total dos estabelecimentos e gerando 33,9% do valor bruto da produção agropecuária (IBGE, 2006).

Já em 2000, foi criado o Ministério do Desenvolvimento Agrário (MDA), específico para tratar dos assuntos referentes ao grupo de agricultores familiares. Em 2016, o MDA passou a ser a Secretaria Especial de Agricultura Familiar e Desenvolvimento Agrário (Sead), vinculada à Casa Civil da Presidência da República. Em 2012, criou-se o Plano Safra da Agricultura Familiar. Desse ano até 2018, existiam dois planos agrícola e pecuário no Brasil: o Plano Agrícola e Pecuário (PAP) e o Plano Safra da Agricultura Familiar, elaborados pelo Mapa e pela Sead, respectivamente (Bacha, 2018).

Em 2019, em decorrência da extinção da Sead, cujas competências foram assumidas pelo Mapa, no âmbito da Secretaria da Agricultura Familiar e Cooperativismo (SAF), o Plano Safra 2019/2020 abrangeu, de forma integrada, todos os produtores rurais e suas cooperativas (Brasil, 2019b).

No contexto do novo modelo de financiamento do setor pós-1987, aliado às frequentes alterações nas regras e nas condições de operação do crédito rural (principalmente depois de diversos planos de estabilização econômica), e com o grande risco inerente ao setor agropecuário, houve crescimento do endividamento dos

agropecuárias com as instituições financeiras a partir da década de 1990 (Santiago & Silva, 1999).

Endividamento rural

Em dezembro de 1988, o Banco do Brasil detinha 21% da dívida rural em situação de inadimplência (Bacha, 2018). Em julho de 1994, a taxa de inadimplência era de 22,92%, passando para 38,76% em dezembro de 1995 e para quase 55% em setembro de 1997 (Arraes & Teles, 1999).

Desde o início do Plano Real, o governo federal vem renegociando a dívida rural por meio da edição de medidas provisórias (MPV) (Távora, 2014). Em outras palavras, vem ocorrendo, sistematicamente, desde 1995, repactuações da dívida rural, com alongamento do prazo do financiamento, equalização da taxa de juros e cobrimento das garantias pela União (Melo & Resende Filho, 2017).

Um dos mecanismos adotados foi o processo de securitização, podendo-se entender que isso evitou que o sistema financeiro brasileiro, capitaneado pelo Banco do Brasil, entrasse em bancarrota (Silvestrini & Lima, 2011). Apesar de o processo ter envolvido a compra de títulos, Silvestrini & Lima (2011) afirmam que a securitização foi apenas um alongamento das dívidas rurais:

Para ter acontecido [a securitização] em sua forma completa, deveria ter ocorrido a comercialização dos títulos no mercado financeiro, fato que não se concretizou, até porque não haveria interesse comercial em adquirir títulos com poucas garantias de recebimento (Silvestrini & Lima, 2011, p.1.046).

O primeiro processo de securitização ocorreu em três rodadas de renegociação e resultou nas Leis 9.138/1995, 9.866/1999 e 10.437/2002 (Melo & Resende Filho, 2017). Com isso, as condições de empréstimos estavam bastante favoráveis: sem correção monetária (bônus de exclusão de variação do preço mínimo), juros nominais de 3% ao ano, desconto entre 15% e 30% sobre a parcela (bônus de adimplência) e possibilidade de

liquidação da dívida com desconto adicional de 10% a 20% (bônus por liquidação antecipada). Nenhum outro tomador de recursos no sistema financeiro nacional podia usufruir de taxas de juros tão favoráveis, principalmente em financiamentos de prazo tão longo (Távora, 2014).

Entretanto, apenas 22,4% do que deveria ter sido pago em 1997 e 1998 foi de fato liquidado. Em dezembro de 1998, a dívida rural era de aproximadamente R\$ 30 bilhões, o equivalente a 42% do PIB agropecuário nesse ano (Araújo, 2000).

Em consequência disso, outros mecanismos de renegociação foram criados, como o Programa Especial de Saneamento de Ativos (Pesa), amparado pela resolução de nº 2.471, de 26 de fevereiro de 1998, do Conselho Monetário Nacional (CMN). O programa estabelecia que fossem emitidos títulos pelo Tesouro Nacional que poderiam ser adquiridos pelos produtores rurais que tivessem a intenção de alongar suas dívidas. Esses títulos desempenhariam o papel de garantia e no final do prazo teriam valor de face equivalente à dívida. A contratação deveria ser feita até 31 de julho de 1998, e o reembolso dos títulos aconteceria em vinte anos, contados a partir da data da renegociação (Silvestrini & Lima, 2011; Melo & Resende Filho, 2017). Távora (2014) estimou que o produtor que adquirisse um título do Pesa estaria recebendo um desconto de 43,75% de sua dívida.

Diante dessas circunstâncias, alguns pesquisadores afirmam que as renegociações de dívidas rurais beneficiaram um pequeno grupo de grandes produtores à custa dos contribuintes (Távora, 2014; Melo & Resende Filho, 2017). Távora (2014) diz que as renegociações foram estabelecidas em um processo político que não considerou a real capacidade de pagamento, geração de renda e desenvolvimento dos devedores. Melo & Resende Filho (2017) exemplificam essa situação:

[...] com a aprovação de determinada lei ou regulação, todos os mutuários contemplados podem alongar sua dívida em dez anos, com

três de carência e à taxa de juros de 3% ao ano. Como essas condições são muito amplas e atingem um grande número de produtores rurais, não têm qualquer ligação com a real capacidade de pagamento de cada mutuário (Melo & Resende Filho, 2017, p.70).

As renegociações sistemáticas e amplas podem criar incentivos adversos, como o aumento da proporção de tomadores de crédito propensos ao risco, encorajamento dos produtores a fazer investimentos de risco mais elevado e um menor esforço dos produtores para saldar as dívidas em comparação a uma situação normal. Isso resulta na quitação de uma menor parcela em comparação ao que seria quitado em condições normais, já que existe uma alta chance de renegociação de dívidas (Arraes & Teles, 1999; Távora, 2014; Melo & Resende Filho, 2017).

Algumas pesquisas analisaram os determinantes da inadimplência do SNCR e concluíram que os processos políticos de renegociação e o histórico cultural de que as dívidas públicas seriam perdoadas no futuro induzem o endividamento, o risco moral e a seleção adversa. A taxa de juros de referência, o setor externo e o ciclo de negócios não afetam essa variável (Barros et al., 2015; Melo & Resende Filho, 2017). Além disso, estudos apontam que os produtores rurais têm mais chances de se tornarem inadimplentes com o setor público do que com o setor privado (Villa Verde, 2000; Costa et al., 2008; Antão & Companhia, 2011; Barros et al., 2015).

Ressalta-se a crítica de Rezende (1985), que mesmo no início do SNCR já percebeu a importância de um sistema confiável de garantia de renda, capaz de reduzir a incidência do risco para o agricultor e para o sistema bancário. Hoje, existe uma ampla discussão no sentido de aprimorar e massificar o seguro rural como forma de evitar a prorrogação e o perdão das dívidas rurais. Os Estados Unidos são um exemplo onde essa modalidade alcançou reconhecido sucesso (Guimarães & Nogueira, 2009).

Outra questão central para o entendimento da política de crédito rural é mensurar os impactos que ela causa nos meios rural e urbano.

Impactos do crédito rural

Com restrições cada vez maiores nos orçamentos públicos, aumenta-se a importância de investimentos mais efetivos (Assunção & Souza, 2019). É grande o interesse de pesquisadores e governo em entender e mensurar os impactos da política de crédito rural.

Estudos apontam que a disponibilidade de crédito rural no País está relacionada com a elevação do bem-estar social, como também tem contribuído para a redução das disparidades econômicas entre as regiões. Estima-se que o aumento do bem-estar agregado para o Brasil em 2004 foi da ordem de 10,8 bilhões, o que poderia motivar a viabilidade dessa atividade como fator de desenvolvimento econômico no meio rural brasileiro (Neves et al., 2009; Cardoso et al., 2014).

Capobianco et al. (2012) tentaram mensurar o desenvolvimento econômico que o crédito rural causa no PIB total per capita e nos PIBs setoriais per capita¹¹. Os autores relatam que, para o aumento de 1% no montante das operações de crédito rural, houve elevação de 0,08% no valor do PIBagropc¹², *ceteris paribus*.

Assunção & Souza (2019), num trabalho correlato ao de Capobianco et al. (2012), concluíram que

[...] um aumento de 1% nos empréstimos de crédito rural leva a aumentos de 0,29% na produção agrícola municipal, 0,17% no PIB agropecuário, 0,05% no PIB municipal total, 0,21% na produtividade agrícola, e 0,22% na produtividade do trabalhador rural agrícola (acompanhado por um aumento de 0,01% nos salários médios do trabalhador rural) (Assunção & Souza, 2019, p.3).

¹¹ Pesquisa realizada para o Município de Pirapora, microrregião do norte de Minas Gerais.

¹² Produto Interno Bruto agropecuário per capita.

É possível afirmar que o esforço das autoridades em disponibilizar crédito para o setor agropecuário aqueceu de maneira significativa o PIB agropecuário e o PIB total, sendo este último consequência do alto nível de encadeamento que o meio rural tem com os outros segmentos produtivos (Cavalcanti & Carvalho, 2017).

Além disso, alguns pesquisadores afirmam que a maior disponibilidade de crédito rural promove a modernização agrícola, estimula o uso de novos insumos (Rask et al., 1974; Mata, 1981; Rezende, 1985; Vicente, 1998; Castro & Teixeira, 2010) e aumenta a produtividade no campo (Garcias & Kassouf, 2016; Gasques et al., 2018). Quanto à última afirmação, não existe um consenso na literatura, já que outros autores argumentam que apenas o maior volume de crédito não implica necessariamente aumento de produtividade (Santos & Braga, 2013; Campos et al., 2014; Costa Junior, 2018). Segundo essa linha de raciocínio, a política de crédito rural precisa de ações interligadas para o melhor aproveitamento das novas tecnologias, pois os estabelecimentos rurais, de maneira geral, possuem reduzida capacidade de usá-las (Campos et al., 2014).

Alguns estudos destacam variáveis que estão ligadas à capacidade de fazer o uso efetivo de novas tecnologias: escolaridade dos agricultores; treinamento; assistência técnica; disponibilidade de pesquisa agrícola (Vicente, 1998; Gonçalves et al., 2008) – esta última afetaria positivamente a produtividade (Gasques et al., 2016; Costas Junior, 2018).

Quando se analisa, portanto, o impacto que o crédito rural – em conjunto com as variáveis ligadas à capacidade de uso de novas tecnologias – causa nas propriedades rurais, como o programa de extensão rural, que, além do crédito supervisionado, contava com treinamento técnico, melhores estratégias de comercialização e programas educacionais para as famílias dos produtores, pode-se observar um efeito positivo com elevação das taxas médias de rentabilidade (Dias, 1974).

Muitos produtores rurais brasileiros buscam solução no cooperativismo. São muitas as

vantagens que uma cooperativa agropecuária pode gerar para o estabelecimento rural: prestação de serviços e o acesso (e adoção de) a tecnologias; disponibilidade de pesquisa; economias em escala nos processos de compra e venda; acesso a mercados; agregação de valor à produção (Brasil, 2019a).

De acordo com o Censo Agropecuário de 2017 (IBGE, 2017), cerca de 39% dos estabelecimentos rurais brasileiros participam de alguma cooperativa ou entidade de classe, mas apenas 20% recebem assistência técnica. A Figura 5 mostra a origem da assistência técnica dos estabelecimentos rurais brasileiros.

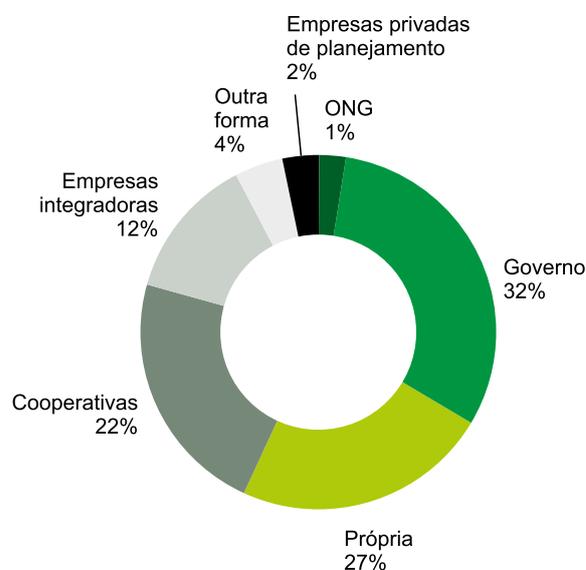


Figura 5. Origem da assistência técnica dos estabelecimentos rurais brasileiros.

Fonte: elaborado com dados do Censo Agropecuário de 2017 (IBGE, 2020b).

Panorama atual da política de crédito rural

Atualmente, pode-se dividir os mecanismos de financiamento rural em dois grandes grupos: crédito rural oficial e crédito rural não oficial. O crédito rural oficial está ligado ao sistema bancário e às cooperativas de crédito, dentro das normas balizadas pelo SNCR e pelo Manual de Crédito Rural (MCR). Já o crédito rural não oficial é disponibilizado pelos fornecedores de

insumos, distribuidores, *tradings*, cerealistas, agroindústrias, exportadores e seus derivados (Silva, 2012) – Figura 6.

A Tabela 3 mostra o percentual de estabelecimentos rurais que obtiveram financiamento, por tipo de produtor e agente responsável (crédito oficial ou não oficial).

A natureza das operações de crédito não oficial, predominantemente realizado por agentes privados, dificulta o dimensionamento de volumes, prazos e custos dos recursos transacionados. Quanto ao crédito rural oficial, os dados são divulgados periodicamente pelo Banco Central do Brasil, através da Matriz de Dados do Crédito Rural (Bacen, 2020). Para essa categoria, existem duas divisões para os tomadores de empréstimo: pessoa física (PF) e pessoa jurídica (PJ). De acordo com Wedekin et al. (2019), o crédito para PF destina-se, basicamente, a produtores rurais em empréstimos a taxa de juros reguladas. Para PJ, segundo os mesmos autores, engloba os produtores, cooperativas e agroindústrias que fazem negócios com produtores rurais.

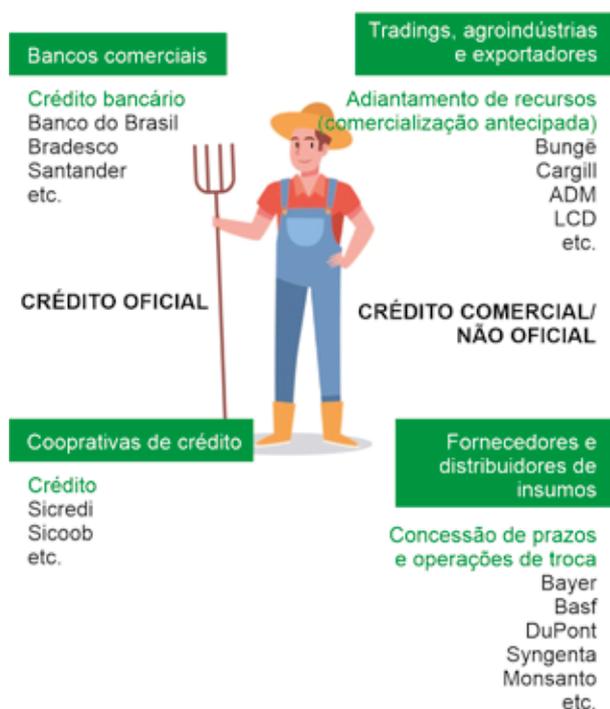


Figura 6. Modelo de financiamento rural no Brasil.

Fonte: Silva (2012).

A Tabela 4 mostra o saldo dos empréstimos para o crédito rural e taxa de juros em dezembro de 2018 para PF e PJ.

Os recursos tomados pelos agentes do SNCR são originários de diversas fontes, asseguradas pelo do Art. 15 da lei de número 4.829, de 1965 (Brasil, 1965). A Figura 7 mostra a participação de cada fonte no ano agrícola 2018/2019.

A maior participação no ano foi a da poupança rural controlada, com montante de R\$ 38 bilhões, seguida da dos recursos obrigatórios, com R\$ 35 bilhões e LCA (taxa livre) com R\$ 20 bilhões. As instituições financeiras que compõem o SNCR podem ser classificadas em cinco categorias, denominadas segmentos financeiros: bancos públicos, bancos privados, cooperativas de crédito, banco de desenvolvimento e agência de fomento. A Figura 8 mostra a participação de cada segmento financeiro na disposição do crédito rural entre os anos agrícolas 2013/2014 e 2018/2019.

A Figura 9 mostra o valor monetário utilizado no SNCR por finalidade entre os anos agrícolas 2013/2014 e 2018/2019.

O movimento de redução do crédito de investimento está na contramão das recomendações da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OECD) para o progresso do meio rural no Brasil. Segundo o relatório *Agricultural Policy Monitoring and Evaluation*, publicado em 2018, recomenda-se que o governo brasileiro reduza os financiamentos de curto prazo (custeio e comercialização), simplifique as regulamentações e aumente os financiamentos para investimento (OECD, 2018). A publicação conclui afirmando que a incorporação de inovações tecnológicas e avanços na gestão dos empreendimentos deve ser um novo objetivo da política de crédito no País.

O Mapa, através do PAP 2016/2017, justificou as reduções:

A disponibilidade de recursos para investimento teve redução de 11%, justificada pela expectativa de menor demanda para essa finalidade, ainda que em menor grau ao ob-

Tabela 3. Percentual de estabelecimentos rurais que obtiveram financiamento, por tipo de produtor e agente responsável, em âmbito nacional.

	Total de produtores (%)	Agricultura Familiar – sim (%)			Agricultura Familiar – não (%)	Pronamp sim (%)	Pronamp não (%)	
		Total	Pronaf B	Pronaf V				Não pronafiano
Bancos	78,36	78,20	86,88	70,64	67,18	78,87	78,33	78,37
Cooperativas de crédito	12,57	12,52	3,78	20,05	25,36	12,75	13,42	12,32
Governos	6,62	6,83	7,52	6,27	5,19	5,93	6,14	6,76
Comerciantes de matéria-prima	0,12	0,10	0,06	0,13	0,14	0,19	0,14	0,11
Fornecedores (insumos e/ou equipamentos)	0,39	0,30	0,06	0,50	0,95	0,66	0,49	0,36
Empresa integradora	0,82	0,94	0,18	1,65	0,59	0,46	0,39	0,95
Outras instituições financeiras (exceto bancos e cooperativas)	0,49	0,51	0,76	0,29	0,21	0,41	0,38	0,52
Organização Não Governamental – ONG	0,04	0,04	0,05	0,03	0,02	0,04	0,04	0,04
Parentes ou amigos	0,26	0,25	0,31	0,20	0,11	0,30	0,30	0,25
Outro agente	0,33	0,32	0,41	0,23	0,25	0,39	0,37	0,33

Fonte: elaborado com dados do Censo Agropecuário de 2017 (IBGE, 2020b).

Tabela 4. Saldo dos empréstimos com recursos para o crédito rural e taxa de juros dos empréstimos em dezembro de 2018 para PF em âmbito nacional.

Beneficiário	Crédito Rural Direcionado (CRD) ⁽¹⁾ (R\$ bilhão)			Taxa anual de juros do CRD (%)	
	Taxa regulada	Taxa de mercado	Total	Regulada	De mercado
PF	175	16	191	6,8	10,5
PJ	28	42	70	6,9	9,8
Total	203	58	261		
PF (%)	86,0	27,9	73,2		
PJ (%)	14,0	72,1	26,8		

⁽¹⁾ Operações de crédito com recursos direcionados de depósitos à vista e de poupança rural.

Fonte: Wedekin et al. (2019).

servado na safra 2015/16, cujas contratações foram acentuadamente inferiores às da safra precedente, devido ao nível de retração da economia brasileira (Brasil, 2016, p.9).

Segundo Wedekin et al. (2019), a relação entre o crédito de investimento e o PIB da agro-

pecuária mostra a dimensão do avanço do setor: o indicador passou de 4,4% em 2000 para o recorde de 19,4% em 2014, mas recuou em 2018 para 12,8% (Figura 10). A relação não considera o investimento de capital próprio feito pelos produtores e cooperativas, ou seja, considera

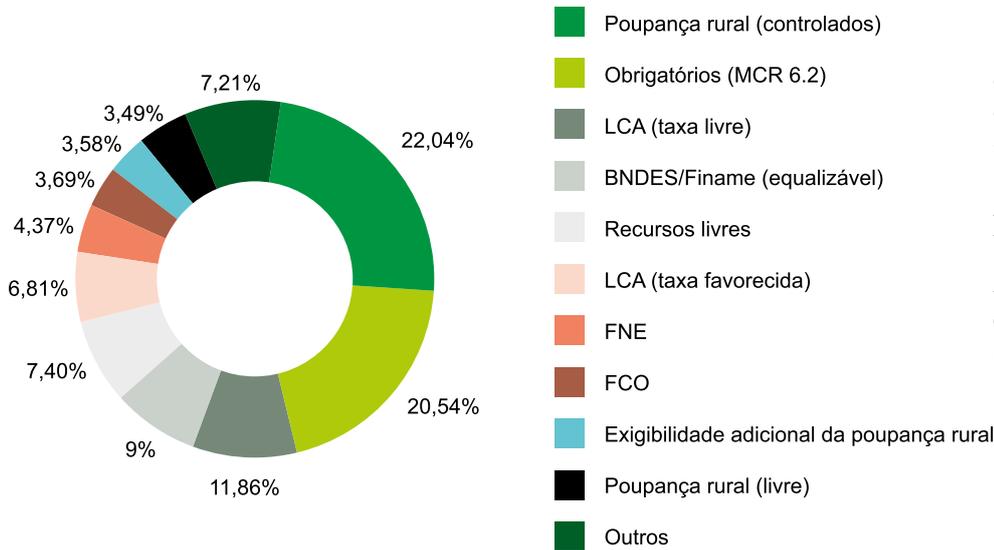


Figura 7. Participação das fontes de recursos do SNCR no ano agrícola 2018/2019.

Notas: LCA: Letras de Crédito do Agronegócio; FNE: Fundo Constitucional de Financiamento do Nordeste; FCO: Fundo Constitucional de Financiamento do Centro-Oeste.

Fonte: Elaborado com dados do Bacen (2020).

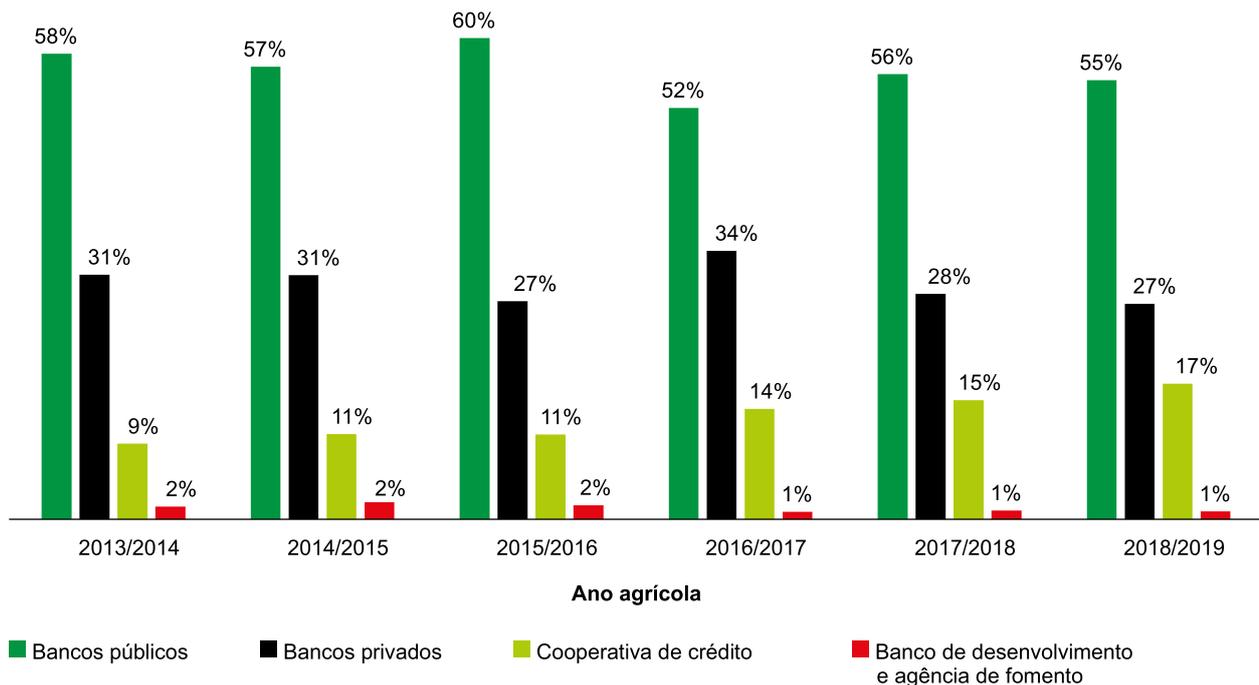


Figura 8. Participação dos segmentos financeiros na disposição de crédito rural entre os anos agrícolas 2013/2014 e 2018/2019.

Fonte: elaborado com dados do Bacen (2020).

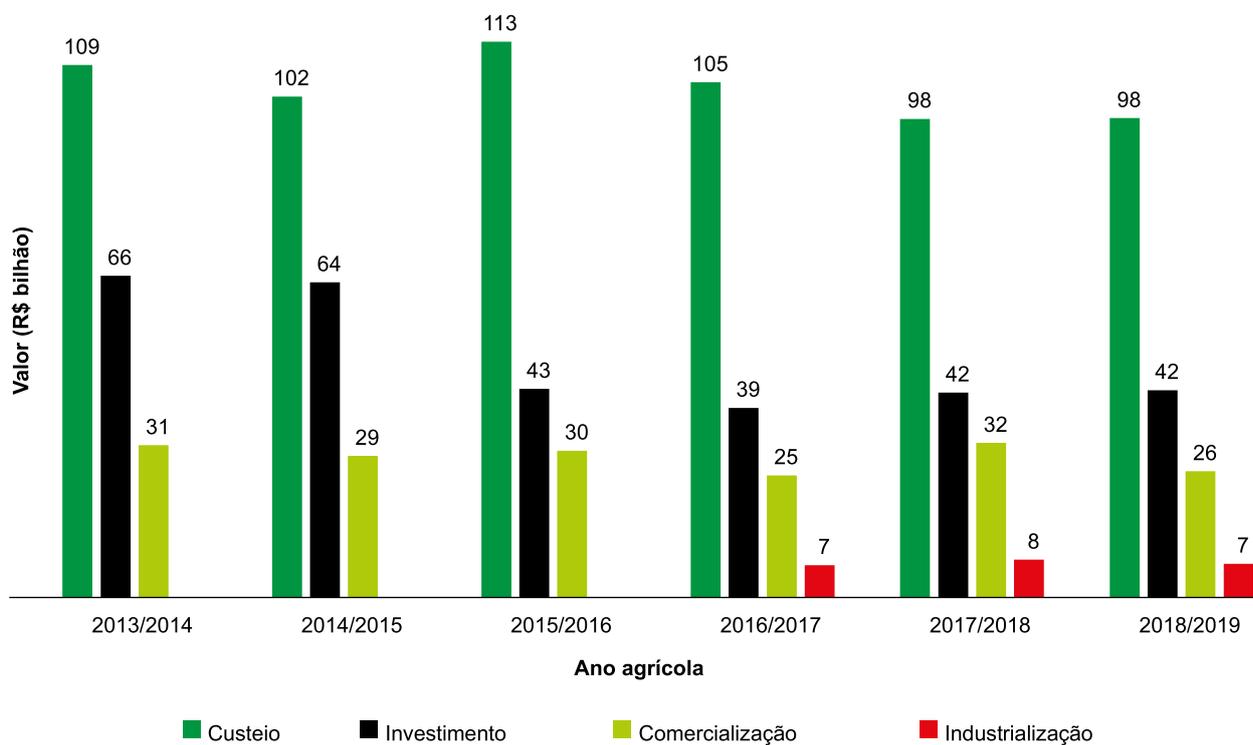


Figura 9. Valor monetário, por finalidade, dos recursos utilizados no SNCR entre os anos agrícolas 2013/2014 e 2018/2019.

Nota: valores corrigidos pelo IGP-DI (2018/2019 = 100).

Fonte: elaborado com dados do Bacen (2020).

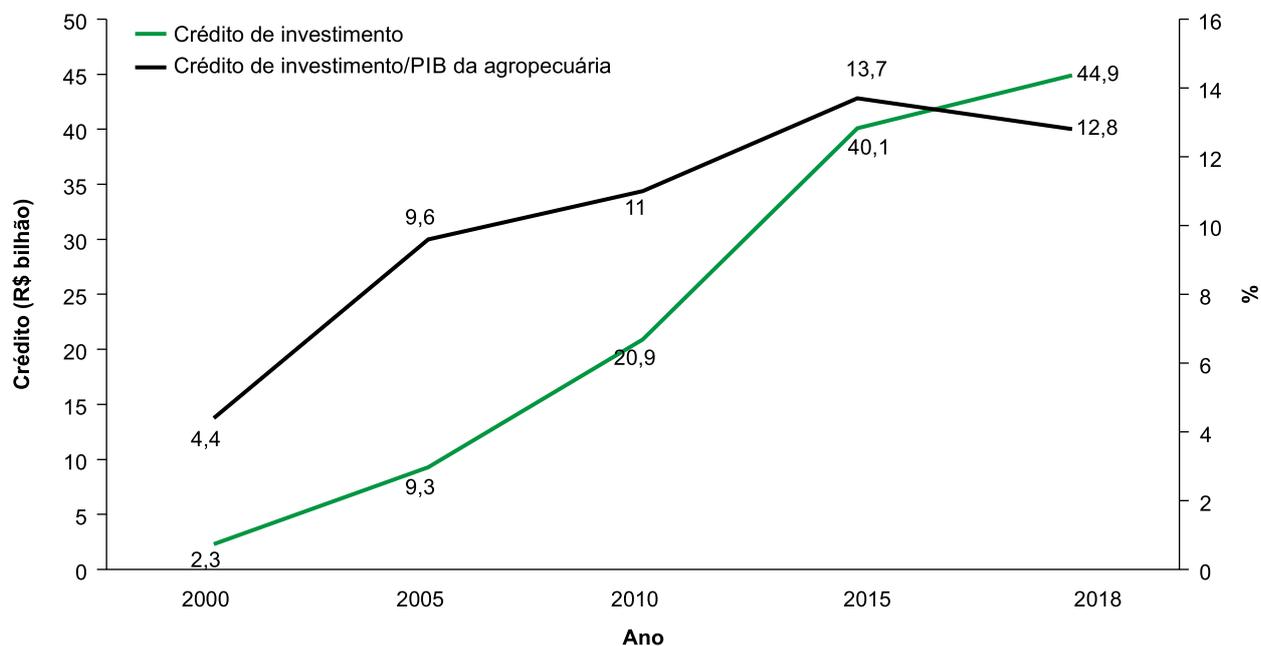


Figura 10. Crédito rural de investimento e a sua relação com o PIB da agropecuária em 2000–2018.

Fonte: Wedekin et al. (2019, p.137).

apenas os recursos emprestados às instituições financeiras.

Além de o SNCR classificar os recursos por finalidade, existem programas específicos que atendem às demandas de interesse do governo. A Figura 11 mostra a participação dos programas do SNCR no ano agrícola 2018/2019. O maior volume de recursos, R\$ 110 bilhões, não utilizou um programa específico. Dos programas, o Pronaf disponibilizou a maior quantia, R\$ 23 bilhões.

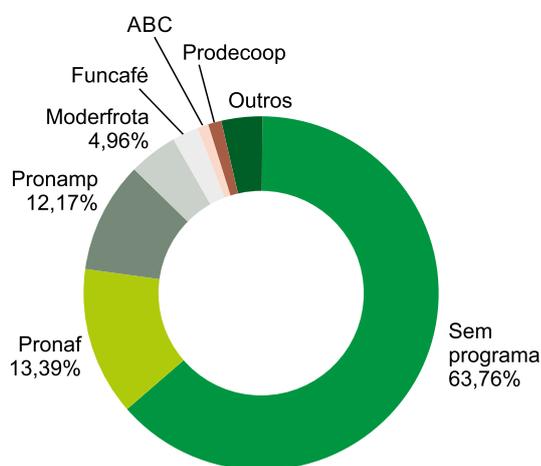


Figura 11. Participação dos programas pertencentes ao SNCR no ano agrícola 2018/2019.

Notas: Pronamp: Programa Nacional de Apoio ao Médio Produtor Rural; Moderfrota: Programa de Modernização da Frota de Tratores Agrícolas e Implementos Associados e Colheitadeiras; Funcafé: Fundo de Defesa da Economia Cafeteira; ABC: Agricultura de Baixa Emissão de Carbono; Prodecoop: Programa de Desenvolvimento Cooperativo para Agregação de Valor à Produção Agropecuária.

Fonte: elaborado com dados do Bacen (2020).

O alto valor disponibilizado pelo Pronaf é consequência do importante papel da agricultura familiar no País. Segundo a Sead, o Brasil conta com aproximadamente 4,4 milhões de famílias agricultoras, 84% dos estabelecimentos rurais brasileiros, respondendo por 38% do valor bruto da produção agropecuária e por sete em cada dez postos de trabalho no campo e responsável pela produção de mais de 50% dos alimentos da cesta básica brasileira.

Estudos apontam que o Pronaf contribuiu com a continuidade do processo de especialização das atividades agrícolas, integração intersetorial, apoio a pequenas iniciativas agroindustriais e também para promover o aumento e redistribuição da renda rural (Gazolla & Schneider, 2013; Batista & Neder, 2014; Eder et al., 2017).

A Tabela 5 mostra a evolução dos encargos financeiros para recursos aplicados cuja origem sejam recursos controlados – exceto para o Fundo Constitucional de Financiamento do Norte (FNO), o Fundo Constitucional de Financiamento do Nordeste (FNE) e o Fundo Constitucional de Financiamento do Centro-Oeste (FCO), – por tipo de beneficiário e base normativa.

Segundo o Banco Central, as garantias para financiamentos exigidas dos agentes é de livre escolha entre o financiado e o financiador. São exemplos: penhor agrícola, pecuário, mercantil, florestal ou cedular; alienação fiduciária; hipoteca comum ou cedular; aval ou fiança; seguro rural ou amparo do Programa de Garantia da Atividade Agropecuária (Proagro); e proteção de preço futuro da commodity agropecuária, inclusive por meio de penhor de direitos, contratual ou cedular.

A Figura 12 mostra o número de contratos e o valor monetário dos recursos do SNCR entre os anos agrícolas 2013/2014 e 2018/2019 por região.

A Figura 13 mostra o número de contratos e o valor monetário do Pronaf, por região, entre os anos agrícolas 2013/2014 e 2018/2019.

Estudos apontam indício de concentração das operações do Pronaf no Sul, Sudeste e Centro-Oeste, acompanhada da priorização nos segmentos mais capitalizados da agricultura familiar (Grisa et al., 2014; Feijó, 2014; Resende & Mafra, 2016). Souza et al. (2015) afirmam que a distribuição de recursos no meio rural tende a refletir as diferenças dos estabelecimentos quanto à sua contribuição para o valor da produção nacional.

Outros pesquisadores atestam existir preocupação das autoridades públicas em expandir o

Tabela 5. Evolução dos encargos financeiros para recursos aplicados, cuja origem sejam recursos controlados, por tipo de beneficiário e base normativa.

Período de vigência	Beneficiário/programa	Encargos financeiros – taxa máxima ao ano (%)	Base normativa
1/7/2012 a 30/6/2013	Pronaf	4,00	Resolução 4.107, de 28/6/2012
	Pronamp	5,00	Resolução 4.100, de 28/6/2012, art. 1º
	Demais beneficiários	5,50	Resolução 4.106, de 28/6/2012, art. 2º
1/7/2013 a 30/6/2014	Pronaf	4,00	Resolução 4.107, de 28/6/2012
	Pronamp	4,50	Resolução 4.226, de 18/6/2013, art. 7º
	Demais beneficiários	5,50	Resolução 4.106, de 28/6/2012, art. 2º
1/7/2014 a 30/6/2015	Pronaf	4,00	Resolução 4.107, de 28/6/2012
	Pronamp	5,50	Resolução 4.342, de 20/6/2014, art. 9º
	Demais beneficiários	6,50	Resolução 4.342, de 20/6/2014, art. 4º
A partir de 1/7/2015	Pronaf	5,50	Resolução 4.416, de 22/6/2015, art. 2º
	Pronamp	7,75	Resolução 4.412, de 2/6/2015, art. 5º
	Demais beneficiários ⁽¹⁾	8,75	Resolução 4.412, de 2/6/2015, art. 1º

⁽¹⁾ Para a finalidade de comercialização, nos Financiamentos para Garantia de Preços ao Produtor (FGPP), tratados no MCR 4-1, a taxa efetiva de juros é de 10,5% a.a.

Fonte: Bacen (2019).

número de contratos nas regiões de menor participação, casos do Nordeste e Norte, com altas de 320% e 217%, respectivamente, de 2002 a 2012 (Grisa et al., 2014).

Em 2013/2014, o número de contratos do Pronaf foi de 1.782.842, com valor de R\$ 28.191.257.893,29. Já em 2017/2018, os números são 1.022.186 e R\$ 21.297.166.233,23¹³ (Bacen, 2019).

Essa queda acompanha a menor disponibilidade de recursos para o SNCR como um todo, podendo estar associada a dois importantes fatores do período: a recessão econômica, acompanhada pela crise política, com investigações sobre corrupção, impeachment presidencial e o aumento do déficit das contas públicas (Costa & Vieira Filho, 2018); e as resoluções de números 4.614 e 4.669, de 2017 (Bacen, 2017, 2018).

A primeira resolução reduz a exigibilidade bancária da poupança rural de 74% para 60% (Bacen, 2017), enquanto a segunda reduz a exigibilidade dos depósitos à vista de 34% para 30%

(Bacen, 2018). Essas resoluções caracterizam-se por diminuir para os agentes o montante de capital disponível proveniente das operações de crédito rural oficial.

A Figura 14 mostra o número de contratos e o valor monetário do SNCR, por estado da federação, no ano agrícola 2018/2019.

A Figura 15 mostra o número de contratos e o valor monetário do Pronaf, por estado da federação, no ano agrícola 2018/2019.

A Tabela 6 mostra os municípios que mais obtiveram recursos do SNCR, por finalidade, no ano agrícola 2018/2019.

Considerações finais

As duas primeiras décadas do SNCR são caracterizadas pela modernização da agropecuária, pela disposição de um percentual crescente do saldo de crédito rural. Porém, observa-se que a modernização favoreceu mais os grandes

¹³ Valores corrigidos pelo IGP-DI (ano agrícola base 2017/2018).

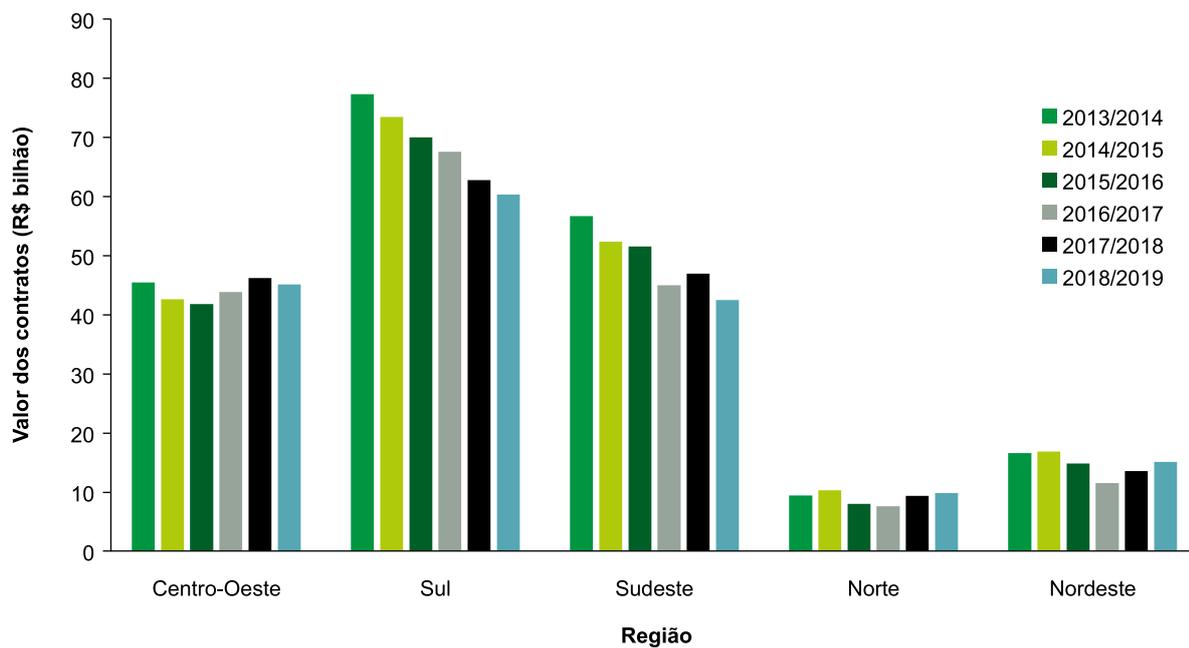
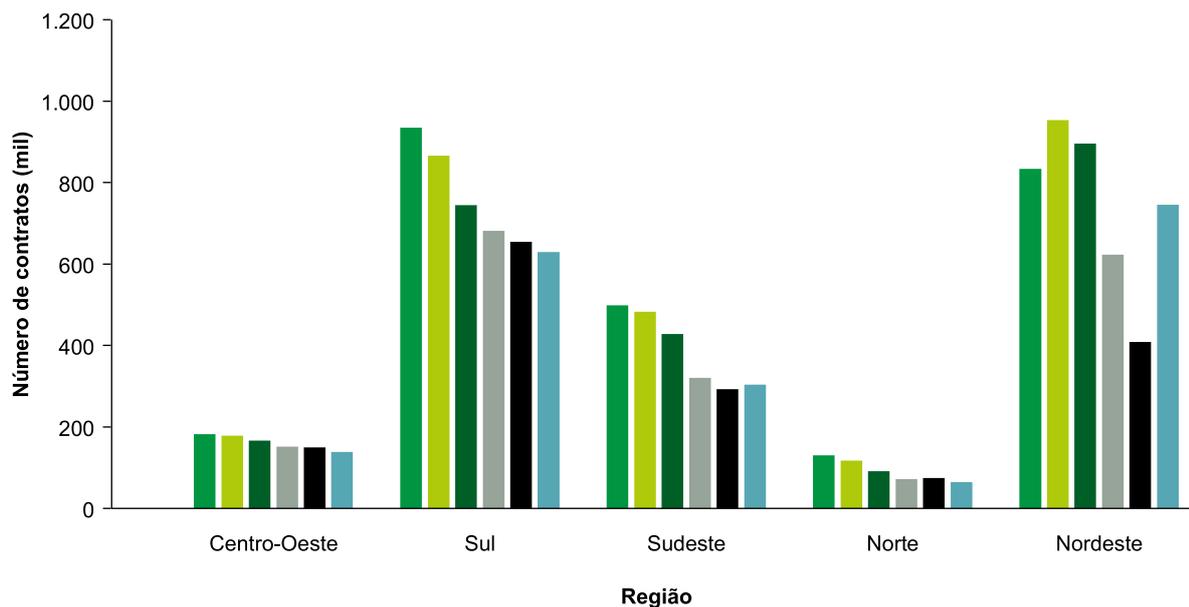


Figura 12. Número de contratos e valor monetário do SNCR, por região, entre os anos agrícolas 2013/2014 e 2018/2019.

Nota: valores corrigidos pelo IGP-DI (2018/2019 = 100).

Fonte: elaborado com dados do Bacen (2020).

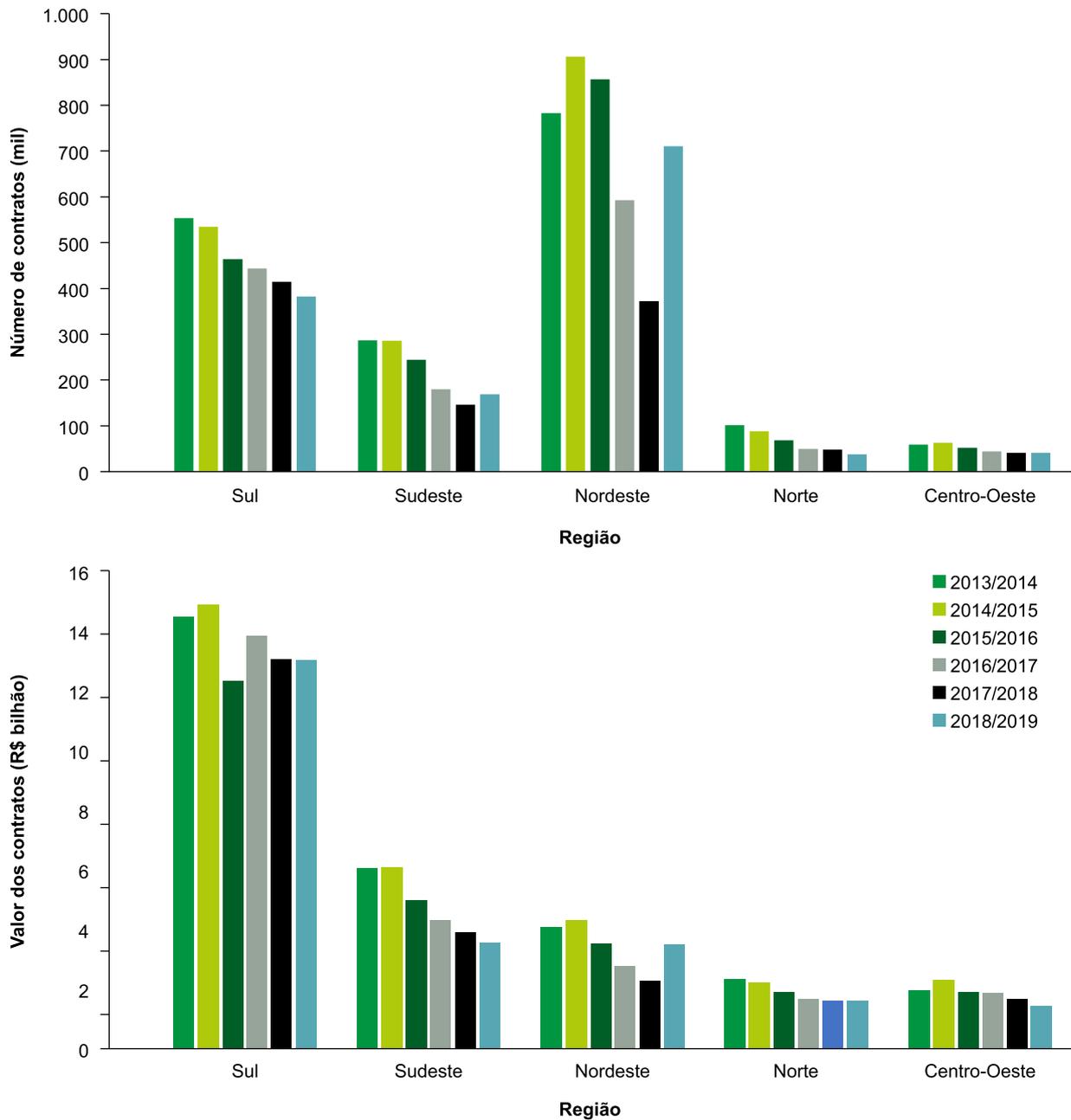


Figura 13. Número de contratos e valor monetário do Pronaf, por região, entre os anos agrícolas 2013/2014 e 2017/2018.

Nota: valores corrigidos pelo IGP-DI (2018/2019 = 100).

Fonte: elaborado com dados do Bacen (2020).

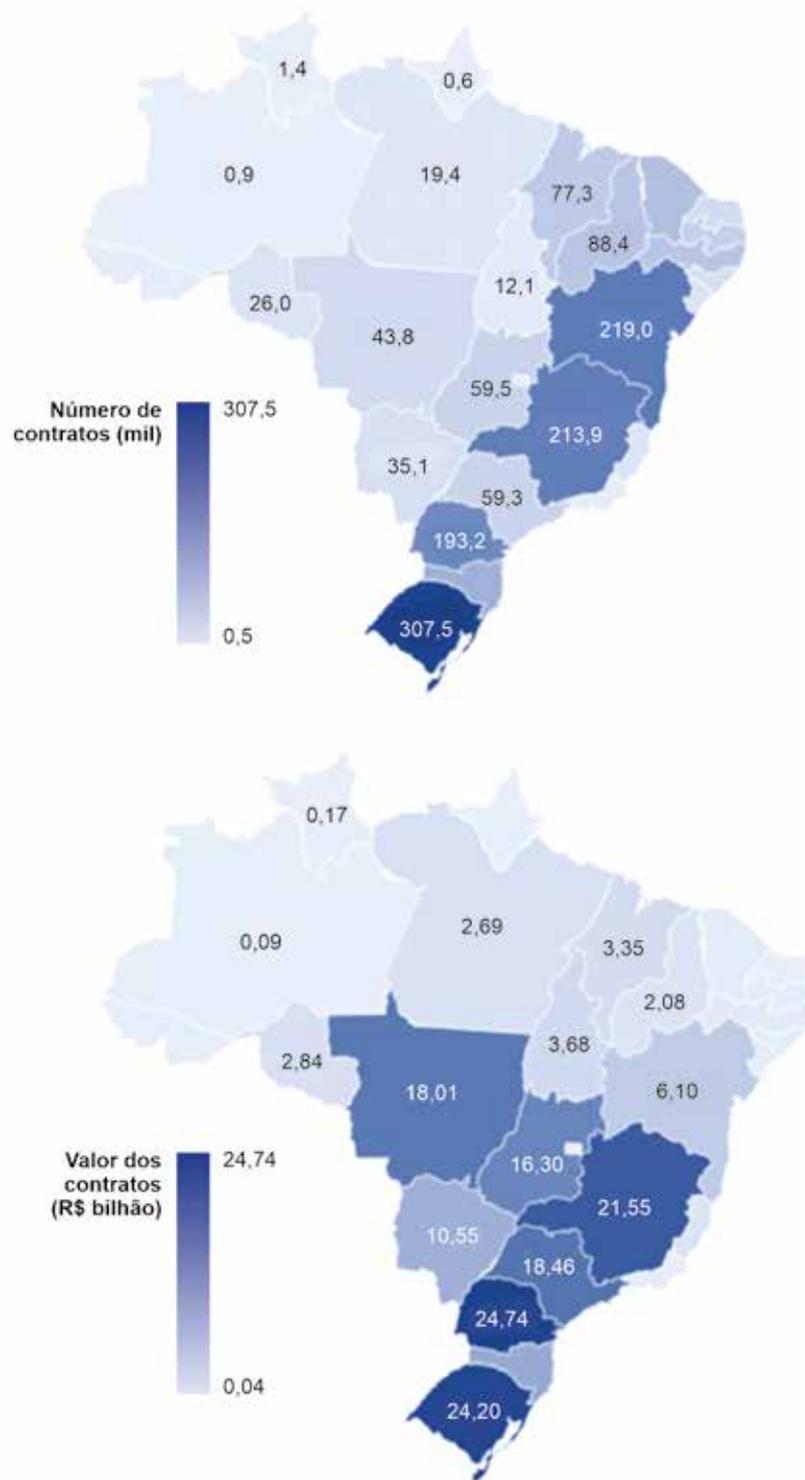


Figura 14. Número de contratos e valor monetário, por estado da federação, do SNCR no ano agrícola 2018/2019.

Fonte: elaborado com dados do Bacen (2020).

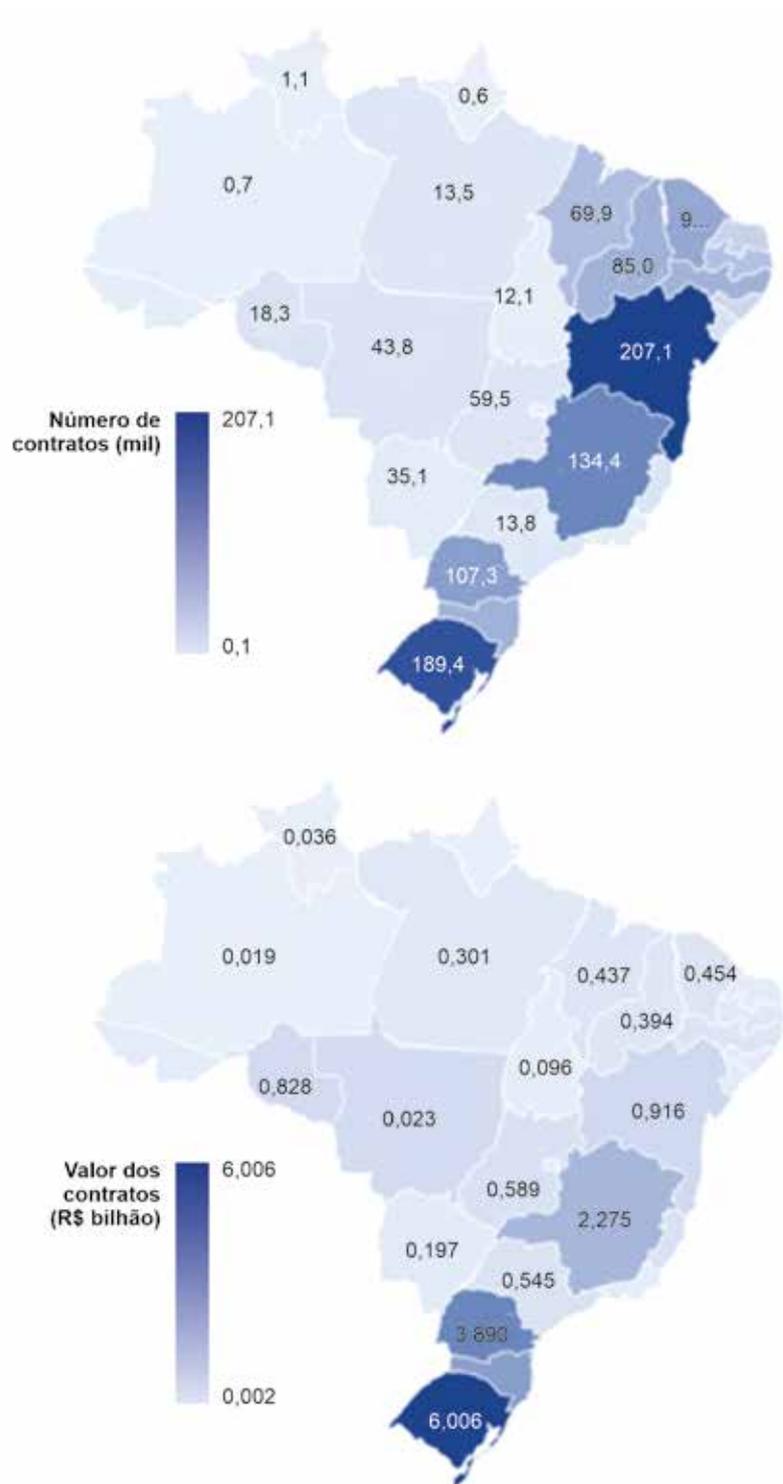


Figura 15. Número de contratos e valor monetário do Pronaf, por estado, no ano agrícola 2018/2019.

Fonte: elaborado com dados do Bacen (2020).

Tabela 6. Municípios que mais obtiveram recursos do SNCR, por finalidade, no ano agrícola 2018/2019.

Município	UF	Quantidade	Valor (R\$)	% VI. Total
Custeio				
01. Bebedouro	SP	455	1.784.499.018,33	1,82
02. Rio Verde	GO	1.788	760.493.606,66	0,78
03. Sorriso	MT	656	699.195.962,44	0,71
04. São Desidério	BA	404	649.198.605,65	0,66
05. Sertãozinho	SP	164	615.962.456,76	0,63
06. Piracicaba	SP	283	553.414.856,14	0,57
07. Itajaí	SC	70	491.884.780,89	0,50
08. Jataí	GO	1.017	483.639.019,26	0,49
09. Formosa do Rio Preto	BA	500	482.336.541,87	0,49
10. Maracaju	MS	926	439.939.730,15	0,45
Investimento				
01. Sorriso	MT	470	353.586.754,86	0,83
02. Rio Verde	GO	668	309.131.344,69	0,73
03. Sapezal	MT	118	246.285.047,11	0,58
04. Lucas do Rio Verde	MT	280	244.464.624,62	0,57
05. Dourados	MS	418	230.098.654,29	0,54
06. Lins	SP	25	229.475.258,48	0,54
07. Medianeira	PR	191	205.630.172,84	0,48
08. Nova Mutum	MT	349	198.391.211,67	0,47
09. Castro	PR	371	198.246.760,93	0,47
10. Campo Verde	MT	269	189.362.217,05	0,44
Comercialização				
01. Catanduvas	SC	6	2.750.000.000,00	10,68
02. São Paulo	SP	1.607	1.151.496.578,97	4,47
03. Guaxupé	MG	99	568.646.034,95	2,21
04. Rio Verde	GO	100	397.649.953,00	1,54
05. Londrina	PR	196	361.555.985,26	1,40
06. Maringá	PR	175	295.794.414,38	1,15
07. Vacaria	RS	242	283.017.053,33	1,10
08. Patos de Minas	MG	31	244.954.963,65	0,95
09. Ibiá	MG	11	233.779.434,85	0,91
10. Cravinhos	SP	5	219.400.000,00	0,85
Industrialização				
01. Maringá	PR	6	402.500.000,00	5,84
02. Campo Mourão	PR	9	389.184.747,04	5,64
03. Palotina	PR	7	367.000.000,00	5,32
04. Castro	PR	5	331.000.000,00	4,80

Continua...

Tabela 6. Continuação.

Município	UF	Quantidade	Valor (R\$)	% VI. Total
05. Curitiba	PR	7	280.000.000,00	4,06
06. Cafelândia	PR	14	273.640.000,00	3,97
07. Rio Verde	GO	5	259.500.000,00	3,76
08. São João	PR	13	221.400.000,00	3,21
09. Carambeí	PR	5	193.500.600,98	2,81
10. Medianeira	PR	5	160.290.000,00	2,32

Fonte: Bacen (2020).

proprietários, os segmentos mais abastados e avançados do segmento agrícola.

Para incluir os pequenos produtores rurais e diminuir as desigualdades da distribuição de crédito, o governo criou o Pronaf, a primeira política pública exclusiva para a agricultura familiar.

Com respeito ao endividamento rural, percebe-se que o processo de securitização de dívidas evitou que o sistema financeiro brasileiro, capitaneado pelo Banco do Brasil, entrasse em bancarrota. Porém, a partir de 1995, ocorreram sistemáticas repactuações da dívida rural, que consistiam em alongamento do prazo de financiamento, equalização da taxa de juros e cobertura das garantias pela União.

Por um lado, essas repactuações foram negativas para o País, já que os produtores ficaram mais propensos a se tornar inadimplentes com o setor público do que com o setor privado. Por outro, as repactuações garantiram que grande número de agricultores continuasse a produzir.

O problema de inadimplência pode ser resolvido com a criação de um sistema confiável e massificado de garantia de renda, sendo essa sugestão relatada desde o começo do SNCR por Rezende (1985). Atualmente, vários autores defendem o seguro rural como uma das principais formas do gerenciamento de risco (Almeida, 2007; Ozaki, 2013; Nassar, 2015).

Quanto aos impactos do crédito rural, ele ajuda a promover a modernização do setor, mas entende-se que isso não implica necessariamente maior produtividade. Percebe-se a necessida-

de de ações interligadas com essa política, como treinamento, assistência técnica e disposição de pesquisa agrícola, para o melhor aproveitamento desses recursos.

Referências

- ALMEIDA, A. de. **Mercados informais como fonte alternativa de liquidez para os agricultores**. 1994. 204p. Dissertação (Mestrado) – Universidade de São Paulo, Piracicaba. DOI: <https://doi.org/10.11606/D.11.2018.tde-20181127-155057>.
- ALMEIDA, W.S. de. Massificação das operações do seguro rural. O grande desafio brasileiro. **Revista de Política Agrícola**, ano16, p.21-26, 2007. Disponível em: <<https://seer.sede.embrapa.br/index.php/RPA/article/view/484/435>>. Acesso em: 3 jan. 2019.
- ANTÃO, R.A. de S.; CAMPANHOLO, T. O crédito rural no contexto do desenvolvimento econômico e social. **Revista da Católica**, v.3, p.1-12, 2011. Disponível em: <<https://silo.tips/download/o-credito-rural-no-contexto-do-desenvolvimento-economico-e-social>>. Acesso em: 3 jan. 2019.
- ARAÚJO, P.F.C. de. Crédito rural e endividamento em período recente. **Preços Agrícolas**, v.14, p.3-6, 2000.
- ARAÚJO, P.F.C. de. **Política de crédito rural: reflexões sobre a experiência brasileira**. Brasília: CEPAL. Escritório no Brasil: IPEA, 2011. 65p. (Textos para discussão CEPAL-IPEA, 37). Disponível em: <https://www.ipea.gov.br/portal/images/stories/PDFs/TDs/td_1555.pdf>. Acesso em: 4 jan. 2019.
- ARRAES, R.A.; TELES, V.K. Trajetória recente da inadimplência rural: Nordeste versus Brasil. **Revista Econômica do Nordeste**, v.30, p.402-418, 1999. Número especial. Disponível em: <<http://www.repositorio.ufc.br/handle/riufc/2264>>. Acesso em: 22 abr. 2019.
- ASSUNÇÃO, J.; SOUZA, P. **Resumo para política pública: O impacto do crédito rural na agricultura**

brasileira e no meio ambiente. Rio de Janeiro: Climate Policy Initiative, 2019. Disponível em: <<https://www.climatepolicyinitiative.org/wp-content/uploads/2019/04/PB-Impact-Rural-Credit-Brazilian-Agriculture-PT-17Abr-1.pdf>>. Acesso em: 15 maio 2019.

BACEN. Banco Central do Brasil. **Matriz de Dados do Crédito Rural – MDCR**. Disponível em: <<https://dadosabertos.bcb.gov.br/dataset/matrizedadoscreditorural>>. Acesso em: 20 nov. 2020.

BACEN. Banco Central do Brasil. **Perguntas frequentes**. Disponível em: <https://www.bcb.gov.br/acesoinformacao/legado?url=https:%2F%2Fwww.bcb.gov.br%2Fpre%2Fbc_atende%2Fport%2FFPRONAF.asp>. Acesso em: 20 abr. 2019.

BACEN. Banco Central do Brasil. **Resolução nº 69, de 22 de setembro de 1967**. 1967. Disponível em: <https://www.bcb.gov.br/pre/normativos/res/1967/pdf/res_0069_v1_o.pdf>. Acesso em: 19 nov. 2020.

BACEN. Banco Central do Brasil. Resolução nº 4.614, de 30 de novembro de 2017. Reduz o percentual de direcionamento para aplicação em crédito rural dos recursos captados por meio da Poupança Rural (MCR 6-4) e eleva o percentual de recursos livres para as instituições que operam essa fonte de recursos. **Diário Oficial da União**, 4 dez. 2017. Seção1, p.25.

BACEN. Banco Central do Brasil. Resolução nº 4.669, de 6 de junho de 2018. Altera regras sobre o período de cálculo dos Recursos Obrigatórios e da Poupança Rural, a dedução, a faixa de isenção da exigibilidade, o percentual de direcionamento e a utilização, em operações destinadas a investimentos agropecuários, dos Recursos Obrigatórios, a obrigatoriedade de aplicação em crédito rural dos recursos de direcionamentos recolhidos e transferidos às instituições financeiras e fixa a taxa máxima de juros aplicável a operações financiadas com recursos do subdirecionamento da Letra de Crédito do Agronegócio (LCA). **Diário Oficial da União**, 7 jun. 2018. Seção1, p.27.

BACHA, C.J.C. **Economia e política agrícola no Brasil**. Campinas: Alínea, 2018. 313p.

BARROS, E. de S.; XAVIER, L.F.; PESSOA, D.T.; SOBEL, T.F. Endividamento agrícola: quão comprometidos são os produtores do polo Petrolina-Juazeiro frente a suas dívidas? **Economia Aplicada**, v.19, p.171-200, 2015. DOI: <https://doi.org/10.1590/1413-8050/ea128281>.

BATISTA, H.R.; NEDER, H.D. Efeitos do Pronaf sobre a pobreza rural no Brasil (2001-2009). **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v.52, p.147-166, 2014. Supp.1. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0103-20032014000600008>.

BRASIL. **Decreto nº 1.946, de 28 de junho de 1996**. Cria o Programa Nacional de Fortalecimento da Agricultura Familiar - PRONAF, e dá outras providências. 1996.

Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/decreto/d1946.htm>. Acesso em: 19 nov. 2020.

BRASIL. **Lei nº 11.076, de 30 de dezembro de 2004**. Dispõe sobre o Certificado de Depósito Agropecuário – CDA, o Warrant Agropecuário – WA, o Certificado de Direitos Creditórios do Agronegócio – CDCA, a Letra de Crédito do Agronegócio – LCA e o Certificado de Recebíveis do Agronegócio – CRA, dá nova redação a dispositivos das Leis nºs 9.973, de 29 de maio de 2000, que dispõe sobre o sistema de armazenagem dos produtos agropecuários, 8.427, de 27 de maio de 1992, que dispõe sobre a concessão de subvenção econômica nas operações de crédito rural, 8.929, de 22 de agosto de 1994, que institui a Cédula de Produto Rural – CPR, 9.514, de 20 de novembro de 1997, que dispõe sobre o Sistema de Financiamento Imobiliário e institui a alienação fiduciária de coisa imóvel, e altera a Taxa de Fiscalização de que trata a Lei nº 7.940, de 20 de dezembro de 1989, e dá outras providências. 2004. Disponível em: <https://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_ato2004-2006/2004/lei/111076.htm>. Acesso em: 19 nov. 2020.

BRASIL. **Lei nº 4.829, de 5 de novembro de 1965**. Institucionaliza o crédito rural. 1965. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/leis/l4829.htm>. Acesso em: 19 nov. 2020.

BRASIL. **Lei nº 8.929, de 22 de agosto de 1994**. Institui a Cédula de Produto Rural, e dá outras providências. 1994. Disponível em: <https://www.planalto.gov.br/ccivil_03/leis/l8929.htm>. Acesso em: 19 nov. 2020.

BRASIL. Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento. **Cooperativismo**. 2019a. Disponível em: <<https://www.gov.br/agricultura/pt-br/assuntos/agricultura-familiar/cooperativismo>>. Acesso em: 15 abr. 2019.

BRASIL. Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento. **Plano Agrícola e Pecuário 2007/2008**. Brasília, 2007. Disponível em: <<http://www.agricultura.gov.br/>>. Acesso em: 27 out. 2019.

BRASIL. Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento. **Plano Agrícola e Pecuário 2019/2020**. Brasília, 2019b. Disponível em: <<http://www.agricultura.gov.br/>>. Acesso em: 2 dez. 2019.

BRASIL. Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento. **Plano Agrícola e Pecuário 2018/2019**. Brasília, 2018. Disponível em: <<http://www.agricultura.gov.br/assuntos/politica-agricola/plano-agricola-e-pecuario>>. Acesso em: 22 abr. 2019.

BRASIL. Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento. **Plano Agrícola e Pecuário 2016/2017**. Brasília, 2016. Disponível em: <<https://www.gov.br/agricultura/pt-br/assuntos/politica-agricola/plano-agricola-e-pecuario/arquivos-pap/livropap1617.pdf>>. Acesso em: 10 fev. 2019.

- CAMPOS, S.A.C.; PEREIRA, M.W.G.; TEIXEIRA, E.C. Trajetória de modernização da agropecuária mineira no período de 1996 a 2006. **Economia Aplicada**, v.18, p.717-739, 2014. DOI: <https://doi.org/10.1590/1413-8050/ea115282>.
- CAPES. Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior. **Qualis**. 2019. Disponível em: <<https://www.capes.gov.br/acessoainformacao/perguntas-frequentes/avaliacao-da-pos-graduacao/7422-qualis>>. Acesso em: 1 abr. 2019.
- CAPOBIANGO, R.P.; BRAGA, M.J.; SILVEIRA, S. de F.R.; COSTA, C.C.M. Análise do impacto econômico do crédito rural na microrregião de Pirapora. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v.50, p.631-644, 2012. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0103-20032012000400003>.
- CARDOSO, A. Política agrícola e fontes de recurso para o crédito rural: um estudo sobre a dinâmica do financiamento de grãos. In: CONGRESSO SUL-CATARINENSE DE ADMINISTRAÇÃO E COMÉRCIO EXTERIOR, 2., 2018, Criciúma. **Anais**. Criciúma: UNESC, 2018. Disponível em: <<http://periodicos.unesc.net/admcomex/article/view/4471>>. Acesso em: 25 dez. 2019.
- CARDOSO, D.F.; TEIXEIRA, E.C.; GURGEL, A.C.; CASTRO, E.R. de. Intervenção governamental, crescimento e bem-estar: efeitos da política de Equalização das Taxas de Juros do crédito rural nas regiões brasileiras. **Nova Economia**, v.24, p.363-388, 2014. DOI: <https://doi.org/10.1590/0103-6351/1281>.
- CASTRO, E.R. de; TEIXEIRA, E.C. Crédito rural e oferta agrícola. **Revista de Política Agrícola**, ano19, p.9-16, 2010. Disponível em: <<https://seer.sede.embrapa.br/index.php/RPA/article/view/321>>. Acesso em: 13 ago. 2019.
- CAVALCANTI, M.A.F.H.; CARVALHO, L.M. de. Indicador Ipea de PIB Agropecuário Mensal. **Carta de Conjuntura**, n.36, 2017. Disponível em: <http://repositorio.ipea.gov.br/bitstream/11058/8066/1/cc_36_nt_Indicador%20Ipea%20de%20PIB%20agropecu%20a1rio%20mensal.pdf>. Acesso em: 3 out. 2019.
- COOK, D.J.; MULROW, C.D.; HAYNES, R.B. Systematic reviews: synthesis of best evidence for clinical decisions. **Annals of Internal Medicine**, v.126, p.376-380, 1997. Disponível em: <<https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/9054282/>>. Acesso em: 2 fev. 2019. DOI: <https://doi.org/10.7326/0003-4819-126-5-199703010-00006>.
- COSTA JUNIOR, C.J. Impacto das variações no crédito rural e no investimento em pesquisa agrícola na produtividade da agricultura brasileira contemporânea. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v.56, p.551-564, 2018. DOI: <https://doi.org/10.1590/1234-56781806-94790560401>.
- COSTA, E.M.; VIEIRA FILHO, J.E.R. Choque de oferta no crédito rural e seu impacto produtivo na agricultura brasileira. In: SACHSIDA, A. (Org.). **Políticas Públicas: avaliando mais de meio trilhão de reais em gastos públicos**. Brasília: IPEA, 2018. p.207-224. Disponível em: <https://www.ipea.gov.br/portal/index.php?option=com_content&view=article&id=34343&Itemid=433>. Acesso em: 23 dez. 2019.
- COSTA, S.M.A.L.; GOMES, M.R.L.; TARSITANO, M.A.A. A comercialização de uvas finas na região de Jales – SP. **Revista Brasileira de Fruticultura**, v.30, p.127-132, 2008. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0100-29452008000100024>.
- DIAS, G.L. da S. Avaliação do serviço de extensão rural: considerações gerais sobre o impacto econômico da extensão rural. **Estudos Econômicos**, v.4, p.7-52, 1974. Disponível em: <<https://www.revistas.usp.br/ee/article/view/143327>>. Acesso em: 20 ago. 2019.
- EDER, H.A.S.; SOUZA, M. de; NASCIMENTO, C.A. do. A apropriação das rendas agrícolas por parte dos grupos ocupacionais familiares rurais no estado do Rio Grande do Sul nos anos 2000. **Análise Econômica**, v.35, p.289-315, 2017. DOI: <https://doi.org/10.22456/21765456.50988>.
- FEIJÓ, R.L.C. Um estudo quantitativo dos subsídios implícitos nas operações de crédito do PRONAF. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v.44, p.461-506, 2014. Disponível em: <<http://repositorio.ipea.gov.br/handle/11058/3439>>. Acesso em: 13 abr. 2019.
- FÜRSTENAU, V. A política de crédito rural na economia brasileira pós-1960. **Ensaios FEE**, v.8, p.139-154, 1987. Disponível em: <<https://revistas.fee.tche.br/index.php/ensaios/article/viewFile/1075/1416>>. Acesso em: 23 fev. 2019.
- GARCIAS, M. de O.; KASSOUF, A.L. Assessment of rural credit impact on land and labor productivity for Brazilian family farmers. **Nova Economia**, v.26, p.721-746, 2016. DOI: <https://doi.org/10.1590/0103-6351/2761>.
- GASQUES, J.G.; BACCHI, M.R.; RODRIGUES, L.; BASTOS, E.T.; VALDES, C. A produtividade total dos fatores na agricultura: uma análise de quebra estrutural. In: CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL, 54., 2016, Maceió. **Anais**. Brasília: Sober, 2016.
- GASQUES, J.G.; BACCHI, M.R.P.; BASTOS, E.T. Produtividade da agricultura brasileira – impactos de políticas. In: CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL, 56., 2018, Campinas. **Transformações recentes na agropecuária brasileira: desafios em gestão, inovação, sustentabilidade e inclusão social: anais**. Brasília: Sober, 2018. Disponível em: <<https://sober.org.br/wp-content/uploads/2020/01/8575.pdf>>. Acesso em: 19 ago. 2019.

GAZOLLA, M.; SCHNEIDER, S. 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, p.45-68, 2013. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0103-20032013000100003>.

GONÇALVES, R.M.L.; VIEIRA, W. da C.; LIMA, J.E. de; GOMES, S.T. Analysis of technical efficiency of milk-producing farms in Minas Gerais. **Economia aplicada**, v.12, p.321-335, 2008. DOI: <https://doi.org/10.1590/S1413-80502008000200007>.

GONZALEZ, B.C.R.; MARQUES, P.V. A cédula de Produto Rural-CPR e seus ambientes contratual e operacional. **Estudos Econômicos**, v.29, p.65-94, 1999. Disponível em: <http://www.periodicos.usp.br/ee/article/view/117200/114798>. Acesso em: 3 jan. 2019.

GRISA, C.; WESZ JUNIOR, V.J.; BUCHWEITZ, V.D. Revisitando o Pronaf: velhos questionamentos, novas interpretações. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v.52, p.323-346, 2014. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0103-20032014000200007>.

GUIMARÃES, M.F.; NOGUEIRA, J.M. A experiência norte-americana com o seguro agrícola: lições ao Brasil? **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v.47, p.27-58, 2009. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0103-20032009000100002>.

IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Censo Agropecuário 2006**: Brasil, Grandes Regiões e Unidades da Federação. 2006. Disponível em: https://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/periodicos/51/agro_2006.pdf. Acesso em: 20 nov. 2020.

IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Censo Agropecuário 2017**: resultados definitivos. 2019. Disponível em: https://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/periodicos/3096/agro_2017_resultados_definitivos.pdf. Acesso em: 20 nov. 2020.

IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Censo Agropecuário**: tabela 265: pessoal ocupado e número de tratores em estabelecimentos agropecuários: série histórica (1970/2006). Disponível em: <https://sidra.ibge.gov.br/tabela/265>. Acesso em: 20 nov. 2020a.

IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Censo Agropecuário**: tabelas: resultados definitivos. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/economicas/agricultura-e-pecuaria/21814-2017-censo-agropecuario.html?=&t=resultados>. Acesso em: 20 nov. 2020b.

MATA, M. da. **Crédito rural**: caracterização do sistema e estimativas dos subsídios implícitos. Rio de Janeiro: IPEA, 1981. 52p. (Ipea. Textos para discussão interna, nº 42). Disponível em: https://www.ipea.gov.br/portal/index.php?option=com_content&view=article&id=2106. Acesso em: 14 fev. 2019.

MELO, L.B. de; RESENDE FILHO, M. de A. Determinantes do risco de crédito rural no Brasil: uma crítica às renegociações da dívida rural. **Revista Brasileira de Economia**, v.71, p.67-91, 2017. DOI: <https://doi.org/10.5935/0034-7140.20170004>.

NASSAR, A.M. Do crédito para a mitigação de riscos. **Revista de Política Agrícola**, ano24, p.3-4, 2015. Disponível em: <https://seer.sede.embrapa.br/index.php/RPA/article/download/966/857>. Acesso em: 24 maio 2019.

NEVES, V.A. de A. e; KHAN, A.S.; LIMA, P.V.P.S. Benefícios sociais da política de crédito rural destinada à avicultura de corte no Brasil. **Revista Análise Econômica**, v.27, p.57-81, 2009. DOI: <https://doi.org/10.22456/2176-5456.9700>.

NPCT. **Nutrição de Plantas Ciência e Tecnologia**. Disponível em: <https://www.npct.com.br/npctweb/npct.nsf/article/BRS-3132#evolucao>. Acesso em: 20 nov. 2020.

OECD. Organisation for Economic Co-operation and Development. **Agricultural policy monitoring and evaluation 2018**. Paris: OECD Publishing, 2018. Disponível em: https://read.oecd-ilibrary.org/agriculture-and-food/agricultural-policy-monitoring-and-evaluation-2018_agr_pol-2018-en#page1. Acesso em: 20 fev. 2020.

OLIVEIRA, J. do C. Measurement of resource transfers from agriculture: Brazil, 1950-1974. **Brazilian Review of Econometrics**, v.5, p.35-61, 1985. DOI: <https://doi.org/10.12660/bre.v5n11985.3130>.

OLIVEIRA, J. do C. Transferência de recursos da agricultura no Brasil: 1950/74. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v.14, p.773-822, 1984. Disponível em: <http://repositorio.ipea.gov.br/handle/11058/6168>. Acesso em: 6 fev. 2019.

OZAKI, V.A. Qual o custo governamental do seguro agrícola? **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v.51, p.123-136, 2013. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0103-20032013000100007>.

PEREIRA, E.L.; NASCIMENTO, J.S. Efeitos do Pronaf sobre a produção agrícola familiar dos municípios tocantinenses. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v.52, p.139-156, 2014. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0103-20032014000100008>.

RAMOS, S.Y.; MARTHA JÚNIOR, G.B. **Evolução da política de crédito rural brasileira**. Planaltina: Embrapa Cerrados, 2010. (Embrapa Cerrados. Documentos, 292). Disponível em: <https://www.embrapa.br/busca-de-publicacoes/-/publicacao/899862/evolucao-da-politica-de-credito-rural-brasileira>. Acesso em: 25 fev. 2019.

RASK, N.; MEYER, R.L.; PÉRES, F.C. Crédito agrícola e subsídios à produção como instrumentos para o

desenvolvimento da agricultura brasileira. **Revista Brasileira de Economia**, v.28, p.151-172, 1974. Disponível em: <<http://bibliotecadigital.fgv.br/ojs/index.php/rbe/article/view/125>>. Acesso em: 13 jan. 2019.

RESENDE, C.M.; MAFRA, R.L.M. Desenvolvimento rural e reconhecimento: tensões e dilemas envolvendo o Pronaf. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v.54, p.261-280, 2016. DOI: <https://doi.org/10.1590/1234.56781806-947900540204>.

REZENDE, G.C. de. A agricultura e a reforma do crédito rural. **Revista Brasileira de Economia**, v.39, p.185-206, 1985. Disponível em: <<http://bibliotecadigital.fgv.br/ojs/index.php/rbe/article/viewFile/340/7750>>. Acesso em: 3 mar. 2019.

SAMPAIO, R.F.; MANCINI, M.C. Estudos de revisão sistemática: um guia para síntese criteriosa da evidência científica. **Revista Brasileira de Fisioterapia**, v.11, p.83-89, 2007. DOI: <https://doi.org/10.1590/S1413-3552007000100013>.

SANTANA, C.A.M.; NASCIMENTO, J.R. **Public policies and agricultural investment in Brazil**. Brasília: FAO, 2012. Disponível em: <http://www.fao.org/fileadmin/templates/tci/pdf/InvestmentPolicy/Inv_in_Br_agriculture_-_20_08_2012.pdf>. Acesso em: 2 jan. 2020.

SANTIAGO, M.M.D.; SILVA, V. da. A política de crédito rural brasileira e o endividamento do setor agrícola: antecedente e desdobramentos recentes. **Agricultura em São Paulo**, v.46, p.47-69, 1999. Disponível em: <http://www.iea.sp.gov.br/ftp/iea/rea/tomo2_99/artigo3.pdf>. Acesso em: 6 set. 2019.

SANTOS, R.B.N. dos; BRAGA, M.J. Impactos do crédito rural na produtividade da terra e do trabalho nas regiões brasileiras. **Economia Aplicada**, v.17, p.299-324, 2013. DOI: <https://doi.org/10.1590/S1413-80502013000300004>.

SILVA, F.P. **Financiamento da cadeia de grãos no Brasil: o papel das tradings e fornecedores de insumos**. 2012. 114p. Dissertação (Mestrado) – Universidade Estadual de Campinas, Campinas. Disponível em: <<http://repositorio.unicamp.br/jspui/handle/REPOSIP/286009>>. Acesso em: 6 fev. 2019.

SILVESTRINI, A.D.; LIMA, R.A.S. Securitização da dívida rural brasileira: o caso do Banco do Brasil de 1995 a 2008. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v.49, p.1021-1050, 2011. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0103-20032011000400009>.

SOUZA, P.M. de; NEY, M.G.; PONCIANO, N.J. Análise da distribuição dos financiamentos rurais entre os estabelecimentos agropecuários brasileiros. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v.53, p.251-270, 2015. DOI: <https://doi.org/10.1590/1234-56781806-9479005302004>.

TÁVORA, F.L. **Renegociação de dívida rural: reflexões sobre o financiamento da agricultura brasileira**. Brasília: Senado Federal, 2014. (Texto para discussão, 146). Disponível em: <<https://www12.senado.leg.br/publicacoes/estudos-legislativos/tipos-de-estudos/textos-para-discussao/td-146-renegociacao-de-divida-rural-reflexoes-sobre-o-financiamento-da-agricultura-brasileira>>. Acesso em: 5 set. 2019.

VICENTE, J.R. Determinantes da adoção de tecnologia na agricultura paulista. **Estudos Econômicos**, v.28, p.421-451, 1998. Disponível em: <<http://www.revistas.usp.br/ee/article/view/117070>>. Acesso em: 7 ago. 2019.

VILLA VERDE, C.M. **O crédito rural e a capacidade de pagamento do setor agrícola**. Brasília: IPEA, 2000. 23p. (IPEA. Texto para discussão, n.696). Disponível em: <https://www.ipea.gov.br/portal/index.php?option=com_content&view=article&id=4096>. Acesso em: 3 set. 2019.

WEDEKIN, I.; HONCZAR, G.; PINAZZA, L.A.; ROSA, B.; GUIMARÃES, E.; SERIGATI, F.; LEMOS, F.K.; ANJOS, J.M. dos; OZAKI, V.; LIMA, R.C.A.; RAMOS, S.Y.; BURANELO, R.; MARQUES, E.S.; ARAÚJO, W.V. de; MACHADO, R.R.B.; CONTINI, E.; COURI, J.; ALVES, E.; VEGRO, C. **Política agrícola no Brasil: o agronegócio na perspectiva global**. São Paulo: WDK Agronegócio, 2019. 356p.

YEE, Z.C. A política de crédito rural: uma análise dos critérios de distribuição. **Análise Econômica**, v.1, p.71-76, 1983. DOI: <https://doi.org/10.22456/2176-5456.10136>.

Competitividade da produção de soja entre Brasil e Paraguai¹

Paulo Eterno Venâncio Assunção²

Resumo – Como o Brasil é um produtor consolidado em alguns setores agrícolas, com competitividade e capacidade de expansão de sua produção, e como o Paraguai tem mostrado capacidade de investimento e aumento de sua produção e se tornado cada vez mais importante no cenário agroexportador internacional, o objetivo aqui foi analisar a produtividade, a lucratividade e a competitividade da produção de soja em duas regiões, uma no Brasil, outra no Paraguai, e comparar os sistemas de produção e a competitividade desses dois países. O estudo usou a matriz de análise de política (MAP), que permite a comparação de cadeias produtivas via custos internos e externos. Os resultados mostraram que, embora competitivo, o Brasil pode ampliar o desenvolvimento da cadeia com investimentos em políticas mais eficientes e que, pelos investimentos dos últimos anos, o sistema produtivo do Paraguai é mais competitivo do que o do Brasil. Conclui-se que a alta produção do Brasil torna-o competitivo e que políticas de incentivos à produtividade no Paraguai geraram resultados positivos àquele país.

Palavras-chave: lucratividade, matriz de análise de política, produtividade.

Competitiveness for soybean production between Brazil and Paraguay

Abstract – Brazil is a consolidated producer in some agricultural sectors, presenting competitiveness and capacity to expand its production. Some countries have shown investment capacity and increased production, such as Paraguay, which has become increasingly important in the international agro-export scenario. Thus, the objective of this research was to analyze the productivity, profitability and competitiveness of soybean production in two regions, one in Brazil and the other in Paraguay, comparing the production systems of these two countries and comparing their competitiveness. The study was developed using the Policy Analysis Matrix (MAP), which allows the comparison of different productive chains and different producing regions through their internal and external costs. The results showed that although Brazil is competitive, it is possible to expand the development of the chain with investments in more efficient policies for the chain and that by the investments made in the last years, the productive system of Paraguay presents greater competitiveness than the productive system of Brazil. It is concluded that the high production of Brazil makes it competitive and that policies of incentives to productivity in Paraguay have generated positive results.

Keywords: profitability, matrix of policy analysis, productivity.

¹ Original recebido em 23/9/2019 e aprovado em 18/6/2020.

² Engenheiro-agrônomo, mestre em Agronegócio, doutorando em Agronegócio, professor do Centro Universitário de Goiatuba – UniCerrado. E-mail: eternopaulo05@gmail.com

Introdução

O crescimento do mercado internacional depois da crise econômica de 2008 fez com que o mercado agrícola se recuperasse. A soja produzida no Brasil conseguiu consolidação como o principal produto exportado em 2015, tornando o País o segundo maior produtor mundial, atrás dos Estados Unidos (Pereira & Nascimento, 2017). A soja ocupa também o posto de principal produto da agricultura brasileira, com um sistema agroindustrial mais bem estruturado e espalhado pelo território nacional (Fagundes & Siqueira, 2013). Na safra 2016/2017, nossa produção foi de 113,923 milhões de toneladas, numa área plantada de 33.890 milhões de hectares e com produtividade de 3.362 kg/ha (Embrapa, 2018).

Nos últimos 20 anos, o Paraguai investiu em sua base técnica de produção agrícola para gerar facilidades para a importação de tecnologia e melhorias para a produção. Além disso, o país tornou menos rigorosas as leis sobre compra de terras por estrangeiros e investiu em infraestrutura para diminuir o tempo entre a colheita e a chegada do produto no mercado de destino. O Paraguai na safra 2016/2017 alcançou o posto de sexto produtor mundial de soja, com 3,1 milhões de hectares plantados, e quarto maior exportador mundial do grão (Estados Unidos, 2018). De 20% a 30% do PIB do Paraguai vem da agricultura, o que faz dele um país de base agrícola. A safra 2016/2017, considerada recorde pelo Ministerio de Agricultura y Ganadería (MAG), possibilitou a capitalização de produtores, e a área plantada em todo o país cresceu 150 mil hectares da safra 2016/2017 para a safra 2017/2018 (Paraguai, 2018). A produtividade média do país é de 50 sc/ha – chegando a 70 sc/ha em determinadas regiões (Soares, 2017).

A matriz de análise de política (MAP) mede, quantitativamente, o impacto das políticas públicas, como a criação de impostos, tarifas, taxas de juros fixadas pelas autoridades monetárias e encargos sociais, além dos impactos para compra de insumos via subsídios e recuperação de impostos pagos internamente (Oliveira et al.,

2012). Os itens destacados causam distorções em uma cadeia produtiva, o que pode levar também à perda de competitividade e a alterações de eficiência em cada elo (Assunção, 2014; Freitas et al., 2015). A análise de política avalia o impacto das políticas públicas, fornecendo subsídios para formação, implementação, diminuição de taxas e encargos e avaliação de políticas de investimentos internos nas empresas e em cada elo da cadeia produtiva. Com isso, avalia como as políticas públicas podem influenciar a competitividade, sobrevivência e expansão da cadeia analisada (Vieira et al., 2001).

O objetivo desta pesquisa foi analisar a produtividade, a lucratividade e a competitividade da produção de soja na safra 2016/2017 em duas regiões – uma no Brasil, na mesorregião do Meia Ponte, município de Goiatuba, no sul de Goiás; outra, no Paraguai, na região do Alto Paraná, município de Santa Rita, distrito de Alto Paraná. A pesquisa visa construir um comparativo dos sistemas de produção de soja desses dois lugares, buscando entender o que influencia a competitividade em relação às políticas públicas e à organização interna da cadeia produtiva da soja nos dois países. Como destacado por Soares (2017), há carência de estudos comparativos para cadeias produtivas entre países com potencial de competição produtiva no cenário internacional.

Busca-se comparar a lucratividade privada e social da produção de soja em relação às políticas públicas e os níveis tecnológicos adotados pelos dois países, bem como analisar os efeitos de alterações das taxas de câmbio e dos fatores de conversão sobre a lucratividade medida pelo nível de intervenção com taxações e impostos (quanto maior a intervenção com taxações e impostos, maior a desproteção da cadeia). Brasil e Paraguai são dois países que exportam grande parte de sua produção de soja e importam grande parte da tecnologia dessa cadeia.

Competitividade da produção de soja do Paraguai e do Brasil

Conceito de competitividade

O termo competitividade ganha importância no escopo da discussão da Teoria da Firma, abordado como uma forma de organização das firmas diante do comportamento do mercado e da concorrência. Coutinho & Ferraz (1994) destacam que a competitividade pode ser avaliada conforme os fatores internos e externos. Entre os internos, estão as condições macroeconômicas e políticas, as distorções que afetam o setor agrícola, a dotação relativa dos fatores e da produtividade, a carga tributária que incide sobre a produção, o escoamento da produção e a armazenagem, a qualidade da produção, as normas fitossanitárias adotadas e a propaganda vinculada com o meio rural. Entre os externos, são apontados o protecionismo no mercado internacional e a regionalização e formação de blocos econômicos, que aumentam as tarifas para produtos externos às suas economias.

Dessa forma, na literatura o conceito de competitividade exibe diferentes abordagens, algumas focadas no ambiente da empresa (Porter, 1989; Mintzberg et al., 2010), discutindo as formas de estratégias e os modos como ela pode se organizar para competir num cenário com clientes exigentes em produtos e serviços. A competitividade pode ser abordada também como um complexo de relações institucionais e de mercado (Williamson, 1987), em que as instituições (custos de transação, agentes envolvidos, cultura, governança, etc.) interferem e influenciam no nível de competitividade que as empresas podem alcançar. Outra abordagem da competitividade, mais consonante com a competitividade analisada neste estudo, trata dos referenciais internos da empresa, as medidas que ela pode tomar para ser competitiva, e dos fatores externos, políticas públicas, taxações e regulamentações do mercado (Oliveira et al., 2012).

Muitos estudos analisam a competitividade da produção da soja no Brasil. Fagundes et

al. (2013) estudam os níveis de intervenção do governo na competitividade da produção de soja em Mato Grosso do Sul, aplicando a matriz de análise de política (MAP). Os autores concluíram que a intervenção reduz a competitividade da cadeia por meio da cobrança de impostos de circulação e produção. Alvim et al. (2004) chegam a resultados similares quando comparam a produção de soja entre os sistemas de plantio direto e convencional – o sistema direto foi mais competitivo pelo menor emprego de insumos, que são sobretaxados na negociação no mercado externo. Alvim (2007) estudou o sistema de plantio direto em Mato Grosso e concluiu que esse sistema exibe maior competitividade e maior lucratividade, bem como os resultados de Alvim & Oliveira Júnior (2005). Bitencourt & Tomas (2011), analisando a competitividade da produção de soja entre Brasil e Estados Unidos, concluíram que os incentivos em política fiscal americana tornam a soja daquele país mais competitiva do que a nossa.

Dessa forma, como salientado por Oliveira et al. (2012), a competitividade pode ser entendida como a atuação das empresas em cenários de competição e num cenário de competição entre instituições governamentais que regulamentam, incentivam e coíbem ações dessas empresas no contexto do mercado. Para a agricultura, esse processo de intervenção estatal, principalmente na política de aquisição da produção e de crédito, significa a manutenção da atividade para muitos produtores. Como mostrado por Tavares (2005), as políticas de crédito e de garantia de aquisição pelo preço mínimo significam a sobrevivência de muitos médios e pequenos produtores.

A produção de soja no Paraguai e no Brasil

A produção de soja no Brasil é uma das mais competitivas mundialmente no uso de tecnologia, emprego de inovações e coeficientes técnicos de produção. Como destacado por Embrapa (2018), no Brasil, em 2008–2016, a produção de soja cresceu 45,6% e a produtividade, 65,4%. Isso mostra a importância da cadeia pro-

dutiva para os cenários interno, como geradora de empregos e renda nas regiões produtoras, e externo, como geradora de divisas. A Tabela 1 mostra os principais produtores mundiais de soja nas safras 2016/2017 e 2017/2018.

Tabela 1. Produção mundial de soja nas safras 2016/2017 e 2017/2018 (t milhão).

País	2016/2017	2017/2018
EUA	116,9	119,5
Brasil	114,1	112,0
Argentina	57,8	54,0
China	12,9	14,2
Demais	49,6	47,2
Total mundial	351,3	346,9

Fonte: Boletim Informativo Safra Mundial de Soja (2018).

A produção brasileira de soja vem crescendo com base no aumento da produtividade por hectare e não na expansão da área. Conforme Embrapa (2018), o aumento da produção experimentou incremento de 13,4% ao ano entre as safras 1996/1997 e 2015/2016 (26 milhões de toneladas e 95 milhões de toneladas, respectivamente). A Figura 1 mostra a evolução da produção brasileira de soja.

O Paraguai tem buscado desenvolver sua base técnica de produção investindo em tecnologias e emprego de cultivares mais adaptadas à qualidade de solo, clima e relevo, além da diminuição de burocracias envolvidas com o processo de importação de insumos e de exportação do grão para vários destinos, incluindo o Brasil. Como destacado por Palau (2016), o país desburocratizou o processo de compra de terras por estrangeiros, principalmente brasileiros, que buscam reduzir custos de produção. O MAG destaca que no Paraguai cerca de 90% dos produtores de soja são brasileiros, que fugiram dos encargos e taxaço da produção em Mato Grosso do Sul. O Paraguai não está entre os maiores produtores de soja, mas é o quarto maior exportador do produto, com previsão de superar a Argentina nos próximos anos (Tabela 2).

Brasil e Paraguai exibem formas de produção parecidas e, com o acréscimo da produção paraguaia, este estudo se justifica quando busca entender que incentivos têm sido adotados pelo governo daquele país para fortalecer seus sojicultores.

Metodologia

A MAP é uma forma de análise baseada em sistemas contábeis que consideram fatores

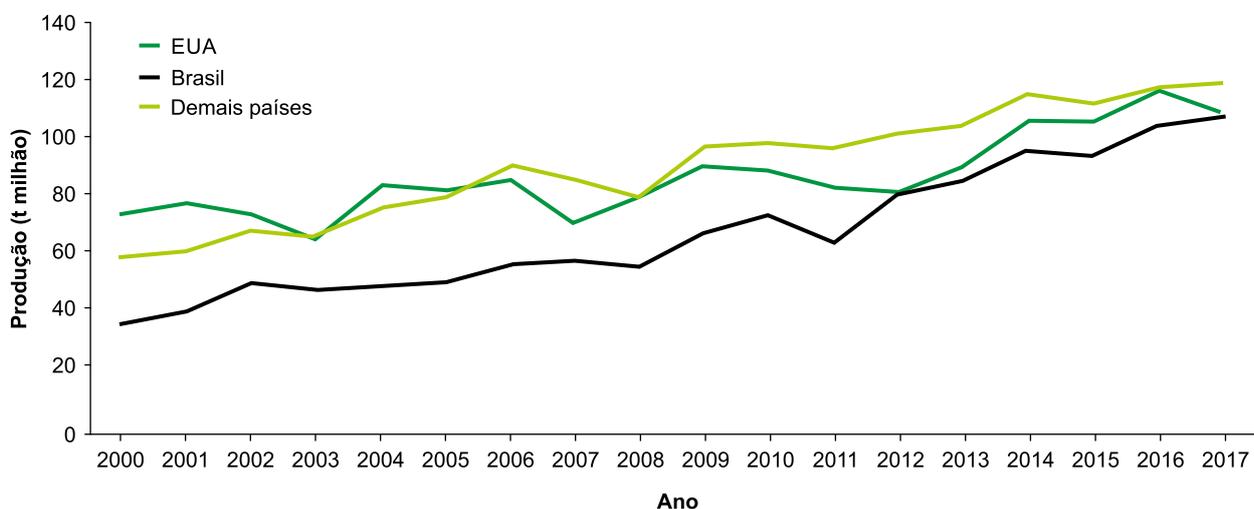


Figura 1. Produção mundial de soja de 2000 a 2017.

Fonte: OECD (2018).

Tabela 2. Exportação mundial de soja nas safras 2016/2017 e 2017/2018 (t milhão).

País	2016/2017	2017/2018
Brasil	63,1	69,0
EUA	59,2	57,2
Argentina	7,0	8,5
Paraguai	6,1	5,8
Demais países	11,8	11,5
Total mundial	147,2	152,0

Fonte: Boletim Informativo Safra Mundial de Soja (2018).

envolvidos na produção. Essa metodologia possibilita rastrear os custos envolvidos com o processo de produção e entender como todo o processo de produção ocorre, além de possibilitar o entendimento dos efeitos que as políticas públicas podem exercer sobre uma cadeia ou setor produtivo (Assunção, 2014). O autor destaca também que a MAP permite uma forma de rastreamento dos custos envolvidos com a logística e a manutenção dos sistemas produtivos, sendo, assim, uma interessante ferramenta para identificar os gargalos que as políticas públicas não conseguem eliminar.

A MAP é baseada em dois sistemas contábeis que consideram os preços de mercado (preços privados) e os preços sociais dos insumos e produtos. Como destacado por Assunção (2014), a organização estrutural da matriz permite estimar, com razoável exatidão, os custos e os lucros da produção, revelando a maneira pela qual as políticas afetam a rentabilidade privada e a social de uma atividade.

A primeira linha da matriz mostra os cálculos da lucratividade privada, em que é indicada a competitividade do sistema de produção num período base selecionado para determinado nível tecnológico, levando em consideração os valores dos produtos, os custos dos insumos e as políticas de transferências prevaletentes (Gonçalvez et al., 2006). Conforme Assunção (2014), o termo competitividade representa os resultados financeiros conseguidos pela atividade produtiva em meio aos efeitos de políticas e imperfeições de mercado.

A segunda linha apresenta os valores sociais da matriz, em que a lucratividade é calculada para avaliar a eficiência do sistema de produção agrícola. Nessa linha, o conceito de vantagem comparativa é aplicado como medida de lucratividade social ou econômica; dessa forma, a medida de vantagem comparativa indica a eficiência de alocação de recursos nacionais para a competitividade da cadeia produtiva (Oliveira et al., 2012). Para Gonçalvez et al. (2006), a eficiência na matriz é conseguida quando os recursos econômicos são utilizados em atividades que proporcionam níveis de produção e renda maiores do que os do ciclo anterior.

A terceira linha refere-se às diferenças entre os valores privados e sociais de receitas, custos e lucros. Para cada entrada da matriz, uma eventual diferença entre o preço privado e o preço social estimado deve ser atribuída aos efeitos de políticas ou a falhas de mercado de produtos e de fatores (Oliveira et al., 2012). Essa linha mede a competitividade em relação à importação de insumos e a relação de uso desses insumos com preços nacionais.

Na metodologia da MAP (Tabela 3), o lucro é expresso pela diferença entre as receitas e os custos, sendo o custo composto por insumos transacionáveis e fatores domésticos, de forma que o cálculo dos lucros obtidos exhibe a competitividade do sistema produtivo (Fagundes et al., 2013). Os autores destacam também que pela análise do lucro são três os resultados possíveis: lucros menores que zero, ou seja, lucro privado negativo, mostrando que os custos de produção excedem as receitas. Quando o lucro privado é negativo, os produtores tendem a deixar a atividade se políticas públicas de incentivos não forem desenvolvidas para influenciar positivamente os lucros, gerando receita ou subsidiando os custos. Quando os lucros são iguais à zero, a receita obtida é capaz de cobrir todo o custo de produção. Por último, lucro acima de zero significa lucros extraordinários, o que pode proporcionar a expansão na produção do produto analisado.

Tabela 3. Matriz de Análise de Políticas (MAP).

	Receita	Custo		Lucro
		Insumo (transacionável)	Recurso (fator doméstico)	
Preços privados	(A)	(B)	(C)	(D)
Preços sociais	(E)	(F)	(G)	(H)
Divergências	(I)	(J)	(K)	(L)

A: receita da cadeia produtiva a preços privados; B: insumos gastos na cadeia produtiva a valores privados; C: fatores de produção gastos na cadeia produtiva a valores privados; D: lucro privado da cadeia produtiva; E: receita da cadeia produtiva sobre paridade internacional; F: insumos comercializáveis gastos na cadeia produtiva sobre paridade internacional; G: fatores domésticos gastos na cadeia produtiva sobre paridade internacional; H: lucro da cadeia produtiva sobre paridade internacional; I: transferência de receitas = A – E; J: transferências de insumos = B – F; K: transferência de fatores = C – G; L: transferências líquidas = D – H ou I – K.

Fonte: Monke & Pearson (1989).

Neste estudo, os custos de produção foram classificados em duas categorias: insumos comercializáveis, que correspondem à matéria-prima (*inputs*) utilizada no processo de produção; e fatores domésticos, que correspondem aos recursos de produção, contemplando terra, capital e trabalho (Monke & Pearson, 1989).

Os preços privados contemplam os valores referentes às duas cadeias em análise e correspondem aos seguintes dados contábeis: receitas operacionais, custos de produção e lucros das cadeias produtivas. Os preços sociais possuem a mesma estrutura de dados (receita operacional, custos de produção e lucro). Entretanto, tais dados são considerados como fatores de paridade, apresentando a situação em que a produção ocorre sem a presença do Estado com políticas que interferem na cadeia produtiva – tributárias (impostos), monetárias (juros e câmbio), trabalhistas (encargos), fiscais (subsídios) e de comércio exterior (impostos de exportação e importação, tarifas, etc.) (Vieira et al., 2001; Fagundes et al., 2013).

Fontes de dados

Para esta pesquisa foram selecionadas duas propriedades do Município de Goiatuba, GO, grande produtor de soja (Goiás produziu 10,23 milhões de toneladas na safra 2016/2017). Além de agroindústrias próximas da zona produtora, o porto seco de Anápolis, GO, a cerca de

200 km, possibilita o escoamento da produção para portos e outras regiões de processamento. Os sistemas produtivos e a competitividade dessas propriedades serão comparados com os da região do Alto Paraná (com produção de soja de 1,2 milhão de toneladas na safra 2016/2017), no Paraguai, Município de Santa Rita, distante 80 km de Cidade del Leste. As características de solo e de clima dessa região são parecidas com as do Paraná. A região do Alto Paraná foi escolhida por exibir características de produção similares às do sul de Goiás quanto a níveis de produção, emprego de tecnologia e processo de escoamento da produção, principalmente o modal rodoviário.

Essas duas regiões despontaram como polos de investimento nas últimas quatro décadas. O sul de Goiás chamou a atenção com a construção da Brasília na década de 1950, o que fez com que a fronteira agrícola nacional caminhasse no sentido do Cerrado, domesticando o solo que antes era visto como improdutivo. Esse processo de capitalização permitiu o desenvolvimento de uma estrutura organizada de produção na região. A região do Alto Paraná, no Paraguai, passou por processo similar de capitalização. Na década de 1970, o governo reduziu o rigor das leis nacionais de compra de terras por estrangeiros, o que acabou chamando a atenção de produtores brasileiros e argentinos, que chegaram à região com capitais e interesse em investir na produção de grãos. Hoje, 80% da

produção de grãos e carnes no Paraguai é feita por estrangeiros – dos quais, 90% são brasileiros (Palau, 2016). Sendo regiões com históricos, tamanho de propriedades, níveis tecnológicos e produtividades parecidos, o modelo não exige maiores ajustes.

Os valores adotados para os insumos e os recursos sociais e privados foram convertidos para reais para a safra 2016/2017, pois o sentido deste estudo é comparar em valores nacionais se o Brasil consegue ser competitivo com o sistema produtivo de um país que vem apresentando ganhos de competitividades, em relação aos seus vizinhos, na produção de grãos. Os preços sociais dos produtores são os próprios preços internacionais. Os custos dos insumos e os dos recursos são avaliados em situação de produção com plena eficiência, pois na ausência de distorções os valores sociais dos produtos ou insumos são uma aproximação dos seus valores privados.

Para o cálculo dos custos, adotou-se um horizonte de sete anos. Conforme Soares et al. (2010), esse horizonte possibilita a observação de ciclos produtivos, bem como a observação de ciclos econômicos para a cadeia produtiva analisada. Os preços dos insumos no exterior referem-se à base de compra nas empresas multinacionais fornecedoras desses insumos para ambas as regiões (no Brasil e no Paraguai) – os preços foram internalizados para os dois países pela taxa de câmbio brasileira, que em 2016 e início de 2017 era de 3,49, em média. As conversões no decorrer do estudo foram feitas em nível de porto, por causa da maior adequação para produtos exportáveis.

Resultados e discussão

Conforme Alvim (2007), se os indicadores privados e sociais da MAP forem convertidos pelos modelos de forma a terem uma unidade única, isso facilita a compreensão em relação às possíveis divergências do modelo. Todos os valores apresentados estão em reais de março de 2017, sendo as variáveis analisadas os valores calculados para as lucratividades privada e

social, os efeitos de divergências e eficiência de políticas e os indicadores privados e sociais.

Lucratividade privada e social

As lucratividades de R\$ 429,99 (Brasil) e R\$ 610,00 (Paraguai), por hectare, indicam que ambas as regiões exibem boa situação de continuidade e sobrevivência. Esses valores, positivos, mostram também que a produção de soja nas duas regiões é competitiva e lucrativa, mesmo sob as condições das atuais políticas públicas de crédito e políticas de taxação de produção e circulação de bens. Alvim et al. (2004) e Alvim & Oliveira Júnior (2005) analisaram a competitividade dos sistemas de plantio direto e convencional de soja no Brasil e concluíram que ambos os sistemas eram eficientes e competitivos. Fagundes et al. (2013), analisando as intervenções governamentais em Mato Grosso do Sul, também chegaram a resultados positivos para a eficiência da cadeia produtiva de soja. No caso do Paraguai, os incentivos do governo para aumentar a produção surtiram efeitos sobre a competitividade da cadeia, consolidando o país como grande produtor de soja.

A lucratividade social positiva indica que há eficiência econômica para as duas regiões e que há geração de divisas na alocação de recursos naturais nacionais. Os insumos disponíveis para os produtores são empregados de forma eficiente, com retornos positivos. Isso confirma o que Palau (2016) e Embrapa (2018) destacam sobre o sistema de produção paraguaio e brasileiro, em que os produtores, pelas legislações ambientais nacionais, visam produzir sem gerar grandes impactos aos recursos naturais, mesmo que induzidos por leis e penalizações. O processo de geração de divisas, para ambos os países, depende do cenário internacional, não sendo uma forma sustentável. Nesse quesito, os países não exibem diferenças de competitividade.

A MAP revela divergência entre as receitas das duas regiões. O cálculo da receita é a multiplicação dos preços médios de 2016/2017 pela produtividade da safra por hectare do mes-

mo período. A disparidade é de R\$ 0,70 (Brasil, R\$ 0,88/ha; Paraguai, R\$ 1,58). Para o Brasil, por ser o maior produtor de soja, seus preços tendem a ser menores em relação à produção, seguindo a lei de mercado.

O que se observa é que o Paraguai consegue maior eficiência e competitividade não só para a obtenção de menores custos de produção, mas também na conservação e preservação dos recursos naturais (Tabela 4). Pelo projeto de Lei n. 3.239 (Paraguai, 2007), ou Lei Siagua, os produtores rurais que apresentarem algum processo de recuperação do meio ambiente ou prática de conservação recebem prêmio de até U\$ 0,70 para cada saca de soja produzida (a lei não é exclusiva para a produção de soja, sendo aplicada à produção de grãos e outros produtos, como leite e carne) – isso representa o subsídio do governo em relação às políticas públicas direcionadas para a cadeia produtiva da soja.

Transferências associadas à produção

As transferências líquidas para Brasil e Paraguai são de R\$ 231 (negativo) e R\$ 232 (positivo), respectivamente (Tabela 4). A soja,

para ambos os países, é o principal produto de exportação, e seu desempenho está relacionado com o aumento ou queda das exportações, influenciado pelo que é apresentado no mercado mundial, principalmente nos EUA, onde a produção é mais subsidiada e os custos com controle de pragas e insetos são mais baixos. No Brasil, a taxaço de produtos agrícolas, principalmente adubo, gera defasagem dos preços, ocasionando transmissão negativa desse custo ampliado dentro da cadeia, fato que o Paraguai minimiza com a adoção da política de taxaço zero de insumos importados para a agricultura.

Comparando os preços da soja praticados nos mercados brasileiro e paraguaio e os preços internacionais, observa-se (Tabela 4) que no caso brasileiro ocorrem transferências negativas para o sistema produtivo. Tal transferência significa que para cada hectare produzido, o produtor brasileiro recebe menos do que poderia receber caso políticas de taxaço à produção (ICMS e outros impostos) não existissem. No caso do Paraguai, o que se observa é que não há taxaço sobre a produção nem sobre a circulação de mercadorias, o que representa ganhos de competitividade. O ICMS e outros impostos co-

Tabela 4. Matriz de análise de política (MAP) da produção de soja no Brasil e no Paraguai.

	Receita (R\$/ha)	Custo		Lucro (R\$/ha)
		Insumo (transacionável)	Recurso (fator doméstico)	
Brasil				
Preços privados	2.115 (A)	974,78 (B)	715,23 (C)	424,99 (D)
Preços sociais	2.346 (E)	945,15 (F)	703,22 (G)	697,63 (H)
Divergências	-231 (I)	29,63 (J)	12,01 (K)	-272,64 (L)
Paraguai				
Preços privados	2.610 (A)	977,55 (B)	1.022,44 (C)	610,01 (D)
Preços sociais	2.378 (E)	944,67 (F)	993,22 (G)	440,11 (H)
Divergências	232 (I)	32,88 (J)	29,22 (K)	269,9 (L)

brados no Brasil impedem que a cadeia consiga ser competitiva na transferência do produto dentro do canal de comercialização; no Paraguai, o governo incentiva a produção com a redução ou a retirada de impostos.

Transferências associadas aos custos de produção

As transferências são positivas, na relação de R\$ 29,63 para o Brasil e R\$ 32,88 para o Paraguai (Tabela 4). Como destacado por Alvim et al. (2004) e Freitas et al. (2015), em relação aos insumos comercializáveis, os efeitos das divergências entre as avaliações sociais e privadas são atribuídos às políticas distorcidas de taxação, que oneram o processo de produção e aumentam os custos de produção, e não às falhas de mercado. A principal consequência dessas políticas em relação ao sistema produtivo é gerar o efeito de diferenciação entre os preços de mercado (privado) desses insumos em relação aos preços mundiais (sociais). Conforme Assunção (2014), valores como os encontrados indicam que os insumos utilizados pelos produtores recebem tarifas de importação.

Quando analisadas as transferências associadas aos custos dos insumos da produção de soja nos dois países, o indicativo é que os governos têm adotado políticas intervencionistas. Para Brasil e Paraguai, a soja seria mais competitiva se houvesse redução ou eliminação de tarifas e alíquotas de importação de insumos. Conforme Fagundes et al. (2013), adubos e defensivos agrícolas são os produtos que mais oneram a produção no Brasil, pois são altas as tarifas de importação (de 4% a 6% para adubos e de 8% para defensivos agrícolas). No Paraguai, os defensivos são importados como princípios ativos, sendo misturados na propriedade conforme a necessidade do produtor, o que ajuda a reduzir o custo de produção.

Valores positivos para o fator de transferências associadas aos custos de produção representam maiores custos privados do que os custos sociais dos fatores domésticos, o que mostra que

existem transferências negativas à produção de soja, indicando que os impostos e taxas da compra de insumos – sementes, fertilizantes/adubos, defensivos, etc. – reduzem os lucros privados dos produtores. Como destacado por Oliveira et al. (2012), o valor esperado para esse coeficiente seria negativo, significando subsídio mínimo do governo; em caso de valor positivo, como nesta pesquisa, significa que há proteção da cadeia para ambos os países. Embora o governo brasileiro sobretaxe a produção de soja, isso é compensado pela política de crédito e pelo processo de comercialização do produto via aquisições do governo federal, o que mostra a importância da cadeia produtiva da soja para a economia nacional. No caso paraguaio, isso mostra o processo de proteção na comercialização do produto e na passagem pelos elos das cadeias até a chegada ao consumidor final.

Indicadores privados e sociais

Conforme Alvim & Oliveira Júnior (2005) e Assunção (2013), a razão de custos privados (RCP) é índice relativo, que serve para mostrar o grau de competitividade da cadeia produtiva em relação à manutenção dos fatores domésticos – terra, capital e trabalho. Os valores de RCP encontrados aqui para Brasil e Paraguai são, respectivamente, 0,64 e 0,63 (Tabelas 5 e 6). Oliveira et al. (2012) destacam que a RCP é um indicador que mostra quanto o sistema produtivo pode produzir para pagar os fatores domésticos e ainda conseguir manter o nível de competitividade. Para os dois países, a razão é menor do que 1, o que indica que ambos são competitivos na produção de soja, pois os fatores de produção domésticos estão recebendo mais do que seu retorno normal – conseguirão se manter na produção, pois os fatores domésticos são pagos com lucratividade.

A razão de custos domésticos (RCD) busca avaliar, como destacado por Oliveira et al. (2012), o comportamento da lucratividade social dos sistemas, analisando a forma análoga com que a lucratividade pode atuar no sistema, ou seja, diminuir a RCD é equivalente a maximizar

Tabela 5. Indicadores de competitividade privados e sociais da produção de soja no Brasil.

Indicador	R\$/ha
Lucro privado $D = A - B - C$	424,99
Razão de custo privados $RCP = C/(A - B)$	0,64
Lucro social $H = E - F - G$	697,63
Razão de custos domésticos $RCD = G/(E - F)$	0,50
Transferência líquida de políticas $TLP = I - J - K$	-272,64
Coefficiente de proteção nominal $CPN = A/E$	0,90
Coefficiente de proteção efetiva $CPE = (A - B)/(E - F)$	0,81
Coefficiente de lucratividade $CL = D/H$	0,61
Razão de subsídio ao produtor $RSP = L/E$	-0,12

Tabela 6. Indicadores de competitividade privados e sociais da produção de soja no Paraguai.

Indicador	R\$/ha
Lucro privado $D = A - B - C$	610,01
Razão do custo privado $RCP = C/(A - B)$	0,63
Lucro social $H = E - F - G$	440,11
Razão dos custos domésticos $RCD = G/(E - F)$	0,69
Transferência líquida de políticas $TLP = I - J - K$	269,9
Coefficiente de proteção nominal $CPN = A/E$	1,10
Coefficiente de proteção efetiva $CPE = (A - B)/(E - F)$	1,14
Coefficiente de lucratividade $CL = D/H$	1,39
Razão de subsídio ao produtor $RSP = L/E$	0,11

zar os lucros sociais do processo. Esse indicador visa medir a eficiência dos sistemas de produção ou sua vantagem competitiva. Os resultados de 0,50 para o Brasil e 0,69 para o Paraguai, menores do que 1, indicam que o valor adicionado a preços internacionais é competitivo em relação aos valores dos custos domésticos, ou seja, a expansão da produção com vistas ao mercado internacional é vantagem para os dois países. O uso dos recursos domésticos para gerar uma unidade monetária de divisa utilizando a exportação como método é menor que a unidade, ou seja, em recursos domésticos, brasileiros e paraguaios gastam R\$ 0,50 e R\$ 0,69 para gerar R\$ 1,00 de divisa no processo de exportação da produção de soja. Isso representa um saldo positivo, indicando que os dois países obtêm lucro se

direcionar sua produção de soja para o mercado externo.

O coeficiente de proteção nominal (CPN) menor do que 1 para o Brasil (0,90 para o Brasil e 1,10 para o Paraguai) indica que os produtores estão recebendo menos pelo produto do que no mercado internacional. Esse coeficiente indica proteção ou desproteção das políticas públicas em relação às cadeias, e o resultado mostra que os produtores brasileiros, mesmo que em pequeno volume, estão sendo penalizados por receberem preços abaixo do esperado quando se considera o nível de eficiência apresentado. Isso indica que, por mais que os produtores invistam em tecnologias e melhorias da produção, eles não conseguem se equiparar ao que é apresentado no cenário internacional – os

produtores brasileiros estão defasados por causa das políticas adotadas.

O CPN para o Paraguai, maior do que 1, mostra que há proteção do preço doméstico em relação ao internacional. O que explica a diferença entre os indicadores dos dois países é que o governo paraguaio diminuiu as alíquotas de importação de insumos e incentivou a importação de tecnologia. Isso eliminou uma série de taxas relacionadas ao processo de transferência do produto dentro da cadeia até a chegada aos portos, o que representou ganho de competitividade – mesmo que sejam taxados os insumos importados, a taxa no Paraguai é menor do que no Brasil.

O custo de proteção efetiva (CPE) é a razão de valores adicionados medidos a preços privados e valores adicionados a preços mundiais. Esse indicador analisa os efeitos de políticas distorcidas sobre os produtos e os insumos comercializáveis, estimando também em que intensidade as políticas que afetam os mercados de produtos fazem o valor adicionado diferir daquele que ocorreria na ausência de políticas para commodities. Sendo um indicador mais completo que o CPN, o CPE consegue analisar de forma mais completa a proteção proporcionada pelas políticas públicas.

O CPE menor do que 1 para o Brasil (0,81) indica desproteção da cadeia em relação à competição internacional, o que acontece por sobretaxação da produção. O valor de 1,10 para Paraguai denota que, lá, a cadeia produtiva da soja é protegida de forma efetiva pelas políticas de livre competição. Para o Brasil, o coeficiente indica praticamente a mesma desproteção em relação aos fatores de produção, ou seja, são cobrados impostos acima da média, o que retira competitividade em relação à produção e circulação do produto; no Paraguai, a produção está sendo protegida pelo desoneramento.

O coeficiente de lucratividade (CL) avalia como seria a distância entre o lucro privado e o lucro social na ausência de políticas que poderiam causar distorções dentro das cadeias

produtivas, sendo considerado um indicador completo, pois leva em conta os efeitos de transferências de políticas no mercado de fatores. O CL para o Brasil (0,61) indica desproteção; para o Paraguai (1,39), eficiência no processo de proteção da cadeia.

A razão de subsídio ao produtor (RSP) representa a transferência líquida de política como proporção de receita social total. Esse indicador compara a extensão com que as políticas subsidiam os sistemas e pode ser desagregado para mostrar os efeitos de políticas de produtos, insumos e fatores (Alvim et al., 2004; Assunção, 2014). O coeficiente negativo de -0,12 para o Brasil indica que houve taxa, desproteção em relação à cadeia, com redução de 0,12% de rentabilidade na atividade. A desproteção, nesse caso, seria a cobrança excessiva de impostos e taxas sobre a produção e a circulação dos produtos. O valor para o Paraguai (0,11) mostra que há vantagem para os produtores, com menor taxa do processo produtivo e maior facilidade de circulação.

A discussão sobre a competitividade da produção de soja no Brasil precisa ganhar mais destaque em relação aos seus principais competidores internacionais. O país adotou uma pauta exportadora no decorrer dos anos e, com isso, faz-se importante a discussão de estratégias que possibilitem entender o funcionamento da cadeia produtiva em outros países e como o Brasil pode se posicionar nesse novo cenário competitivo. Para tanto, faz-se importante uma análise de sensibilidade da produção.

Análise de sensibilidade

Busca-se aqui verificar as consequências das políticas sobre a produtividade e a competitividade da produção de soja em ambos os países, levando em consideração alterações da taxa de câmbio e dos fatores de conversão. O primeiro fator é mais sujeito a incertezas, e o segundo é sujeito a erros de estimação.

Os impactos foram analisados sobre os indicadores RCP, custo do recurso doméstico

(CRD), CPN, CPE, CL e razão de subsídio (RS). As variações da taxa de câmbio utilizada para preços da soja, em dólar, e dos insumos comercializáveis foram de 5% e 10% (valores adotados pelos cálculos da MAP, para a análise de sensibilidade da cadeia, que buscam indicar o processo de variação de cotação do dólar durante o ciclo produtivo), com os demais parâmetros constantes e iguais para os dois países. Ressalta-se que a moeda adotada como base foi o real, pois a intenção do estudo é a de analisar a competitividade do sistema produtivo brasileiro em relação ao do Paraguai.

Como destacado por Alvim et al. (2004), na escolha dos preços sociais para os produtos e insumos pode ocorrer a imprecisão analítica, pois no processo de valoração social os fatores de conversão utilizados podem apresentar falhas, já que podem ocorrer omissões de informações relevantes sobre impostos e tarifas. Os autores oferecem como solução para esse problema a mudança dos fatores de conversão dos valores privados para sociais, o que indicaria os efeitos dessas variações sobre os indicadores da MAP. Esse processo foi adotado aqui, sendo essa alteração na ordem de 5% e 10%

Variação da taxa de câmbio

A Tabela 7 mostra os efeitos da variação de 5% e de 10% na taxa de câmbio.

Pequenas alterações ocorrem quando o incremento é de 5% na taxa de câmbio. As alte-

rações são maiores para o incremento de 10%, com exceção do RCP. Isso era esperado, pois, conforme Alvim et al. (2004), esse indicador não sofre interferência dos preços sociais.

Os resultados encontrados não comprometem a competitividade da produção de soja – no Brasil e no Paraguai –, e os coeficientes que exibem maior sensibilidade são os que dependem dos valores sociais; para esses indicadores, a taxa de câmbio é um dos principais componentes. Observa-se maior competitividade e lucratividade do sistema produtivo do Paraguai.

Variação dos fatores de conversão

A Tabela 8 mostra os efeitos da variação de 5% e de 10% dos fatores de conversão sobre indicadores da MAP.

O incremento de 10% causa alteração relativamente mais significativa do que o de 5% em todos os indicadores, exceção mais uma vez para o RCP, pois esse indicador é construído com preços internos, não sofrendo, portanto, influência dos preços do mercado mundial. As variações observadas são mais sensíveis em relação aos indicadores da produção, sendo elas maiores com a receita total, que depende diretamente do fator de conversão.

Os resultados encontrados para ambos os países mostram que as políticas públicas, embora em alguns momentos tenham reduzido a receita privada em relação à receita social, não chegam

Tabela 7. Análise da sensibilidade dos indicadores da MAP com incrementos de 5% e 10% na taxa de câmbio (R\$/US\$).

Indicadores privados e sociais	Brasil			Paraguai		
	Base	5%	10%	Base	5%	10%
1 – RCP = C/(A-B)	0,63	0,63	0,64	0,63	0,63	0,63
2 – CRD = G/(E-F)	0,50	0,48	0,47	0,69	0,66	0,64
3 – CPN = A/E	0,90	0,84	0,80	1,10	1,07	1,04
4 – CPE = (A-B)/(E-F)	0,81	0,79	0,78	1,14	1,10	1,06
5 – CL = D/H	0,61	0,60	0,60	1,39	1,28	1,23
6 – RS = L/E	-0,12	-0,15	-0,17	0,11	0,13	0,15

Tabela 8. Análise de sensibilidade sobre os indicadores da MAP com incrementos de 5% e 10% nos fatores de conversão.

Indicadores privados e sociais	Brasil			Paraguai		
	Base	5%	10%	Base	5%	10%
1 – RCP = C/(A-B)	0,63	0,63	0,64	0,63	0,63	0,63
2 – CRD = G/(E-F)	0,50	0,51	0,52	0,69	0,69	0,70
3 – CPN = A/E	0,90	0,84	0,80	1,10	1,07	1,04
4 – CPE = (A-B)/(E-F)	0,81	0,79	0,78	1,14	1,12	1,10
5 – CL = D/H	0,61	0,63	0,63	1,39	1,31	1,30
6 – RS = L/E	-0,12	-0,12	-0,14	0,11	0,11	0,13

a comprometer a competitividade da produção de soja. Mesmo que falhas ocorram em relação às políticas públicas e elas aumentem os custos da produção agrícola, fica claro a potencialidade dos setores para o desenvolvimento de ambos os países.

Considerações finais

Este estudo analisou a competitividade da produção de soja e sua importância para Brasil e Paraguai. O Brasil é grande produtor e exportador mundial do grão. O Paraguai nos últimos anos tem ganhado importância na produção e exportação. O crescimento da produção paraguaia e a estabilidade da produção brasileira geram impactos positivos na economia – geração de renda, atração de investimentos, melhoramento das técnicas de produção, atualização de tecnologias e geração de empregos.

A análise dos indicadores pela MAP mostrou que o Brasil é competitivo por causa da alta produtividade, o que possibilita que os produtores brasileiros cubram os custos de produção, mas tenham lucro zero. No Paraguai, o investimento em tecnologia ocorre via setor privado, sendo incentivado pelo Estado na diminuição de impostos e tributos. Outro aspecto importante é a forma de organização da agricultura paraguaia, em busca de novas organizações mais competitivas.

A lucratividade calculada para os dois países indicou competitividade da produção de soja para ambos, com níveis tecnológicos adequados, do ponto de vista privado, por apresentarem lucros positivos. O lucro exibido pelo Paraguai revela a maior relação entre o aparato institucional adotado pelo país em relação à produção de soja. A lucratividade social positiva calculada indica que existe vantagem comparativa nos dois países, mostrando que não há perdas na alocação de recursos, pois ocorre produção com custos sociais inferiores ao custo de importação. O sistema produtivo e as políticas adotadas pelo Paraguai apresentaram maiores vantagens comparativas do que no caso do Brasil, o que pode ser explicado pela taxa da produção brasileira, processo não observado no sistema produtivo paraguaio.

Apesar de a MAP possibilitar observar a fragilidade das políticas públicas em ambos os países, nota-se que a metodologia proporciona resultados estáticos, o que restringe a análise da competitividade apenas a um período determinado ou, no caso do estudo, a uma safra. O estudo mostra que é preciso redirecionar políticas de impostos e de taxa, que retiram competitividade da cadeia produtiva.

Referências

ALVIM, M.I. da S.A. Análise da competitividade da produção de soja no sistema de plantio de direto no Estado de Mato Grosso do Sul. **Revista de História**

Econômica & Economia Regional Aplicada, v.2, p.109-131, 2007. Disponível em: <<http://www.ufjf.br/heera/files/2009/11/2artigo05.pdf>>. Acesso em: 25 maio 2020.

ALVIM, M.I. da S.A.; OLIVEIRA JÚNIOR, L.B. de. Análise da competitividade da produção de soja no sistema de plantio direto no Estado de Mato Grosso do Sul. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v.43, p.505-528, 2005. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0103-20032005000300006>.

ALVIM, M.I. da S.A.; VALLE, S.M.L.R. do; LIMA, J.E.; SILVA, O.M. da. Análise da competitividade da produção de soja nos sistemas de plantio direto e plantio convencional na região do cerrado brasileiro. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v.42, p.223-242, 2004. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0103-20032004000200003>.

ASSUNÇÃO, P.E.V. Competitividade da indústria sucroalcooleira no Sul de Goiás. **Revista de Política Agrícola**, ano23, p.76-88, 2014. Disponível em: <<https://seer.sede.embrapa.br/index.php/RPA/article/view/955/845>>. Acesso em: 11 fev. 2019.

ASSUNÇÃO, P.E.V. **Análise da competitividade da cadeia produção do feijão-comum**: um estudo de caso utilizando a Matriz de Análise de Política (MAP). 2013. 81p. Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal de Goiás, Goiânia.

BITENCOURT, M.B.; TOMAS, R.N. Competitividade na produção da soja em grão entre Brasil e EUA: uma análise utilizando a Matriz de Análise de Política (MAP). **Revista de Economia & Relações Internacionais**, v.10, p.45-60, 2011.

BOLETIM INFORMATIVO SAFRA MUNDIAL DE SOJA. São Paulo: FIESP, fev. 2018. Disponível em: <<http://www.fiesp.com.br/indices-pesquisas-e-publicacoes/safra-mundial-de-soja/>>. Acesso em: 10 ago. 2018.

COUTINHO, L.; FERRAZ, J.C. (Coord.). **Estudo da competitividade da indústria brasileira**: relatório final. 1994. Disponível em: <<https://www.bibliotecaagp.tea.org.br/administracao/agroindustria/livros/ESTUDO%20DA%20COMPETITIVIDADE%20DA%20INDUSTRIA%20BRASILEIRA.pdf>>. Acesso em: 26 out. 2020.

EMBRAPA. Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária. **Soja em números (safra 2016/2017)**. Disponível em: <<https://www.embrapa.br/soja/cultivos/soja1/dados-economicos>>. Acesso em: 14 ago. 2018.

ESTADOS UNIDOS. Department of Agriculture. **USDA Agricultural Projections to 2027**. Washington, 2018. Disponível em: <<https://www.ers.usda.gov/webdocs/outlooks/87459/oc-2018-1.pdf?v=9539>>. Acesso em: 12 ago. 2018.

FAGUNDES, M.B.B.; ARAÚJO, C.G. de; MORTARI, V.S.; REBELO, F.S.; RODRIGUES, P. Análise dos efeitos

da intervenção governamental na competitividade da produção de soja em grãos no Mato Grosso do Sul. **Gestão & Regionalidade**, v.29, p.111-125, 2013. DOI: <https://doi.org/10.13037/gr.vol29n87.2038>.

FAGUNDES, M.B.B.; SIQUEIRA, R.P. Caracterização do sistema agroindustrial da soja em Mato Grosso do Sul. **Revista de Política Agrícola**, ano22, p.58-72, 2013. Disponível em: <<https://ainfo.cnptia.embrapa.br/digital/bitstream/item/92890/1/Caracterizacao-do-sistema-agroindustrial-da-soja-em-Mato-Grosso-do-Sul.pdf>>. Acesso em: 2 fev. 2019.

FREITAS, J.B. de; REVILLION, J.P.P.; BELARMINO, L.C. Análise da competitividade da cadeia produtiva do leite em pó integral. **Revista de Administração Contemporânea**, v.19, p.750-771, 2015. DOI: <https://doi.org/10.1590/1982-7849rac2015150001>.

GONÇALVES, R. dos S.; BITTENCOURT, M.B.; REZENDE, L.B. Análise de competitividade da cotonicultura na região do Triângulo Mineiro/MG: aplicação da Matriz de Análise de Política. In: CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 44., 2006, Fortaleza. **Questões agrárias, educação no campo e desenvolvimento**: anais. Fortaleza: Sober: Universidade Federal do Ceará, 2006. Disponível em: <<https://ageconsearch.umn.edu/record/146634/>>. Acesso em: 22 ago. 2018.

MINTZBERG, H.; AHLSTRAND, B.; LAMPEL, J. **Safári de estratégia**: um roteiro pela selva do planejamento estratégico. 2.ed. Porto Alegre: Bookman, 2010. 392p.

MONKE, E.A.; PEARSON, S.R. **The Policy Analysis Matrix for Agricultural Development**. 1989. Disponível em: <https://www.cepal.org/sites/default/files/courses/files/03_3_pambook.pdf>. Acesso em: 26 out. 2020.

OECD. Organisation for Economic Cooperation and Development. **Crop production (indicator)**. França, 2018. DOI: <https://doi.org/10.1787/49a4e677-en>.

OLIVEIRA, A.J. de; TORRES, D.A.P.; TALAMINI, D.J.D.; MARTINS, F.M.; LIMA FILHO, J.R. de; BELARMINO, L.C.; LOPES, M. de R. **Matriz de análise de política**: metodologia e análise. Brasília: Embrapa, 2012. 227p.

PALAU, M. (Coord.). **Con la soja al cuello 2016**: Informe sobre Agronegocios en Paraguay. 2016. Disponível em: <<http://www.baseis.org.py/wp-content/uploads/2016/12/informe-agronegocio-2016.pdf>>. Acesso em: 16 fev. 2019.

PARAGUAI. **Ley 3239**: de los recursos hídricos del Paraguay. Asunción, 2007. Disponível em: <<https://www.bacn.gov.py/leyes-paraguayas/2724/ley-n-3239-de-los-recursos-hidricos-del-paraguay>>. Acesso em: 26 out. 2020.

PARAGUAI. Ministerio de Agricultura y Ganadería. **Informe de Producción Agrícola**. Paraguai, 2018.

Disponível em: <<http://www.mag.gov.py/index.php/publicaciones>>. Acesso em: 13 ago. 2018.

PEREIRA, G.; NASCIMENTO, N. Cenário das exportações brasileira de soja: uma análise do mercado chinês.

Caderno Científico CECIESA-Gestão, v.3, p.11-20, 2017. Disponível em: <<https://siaiap32.univali.br/seer/index.php/cccg/article/view/11476>>. Acesso em: 2 jan. 2019.

PORTER, M.E. **Vantagem competitiva: criando e sustentando um desempenho superior**. Rio de Janeiro: Campus, 1989.

SOARES, N.S.; SILVA, M.L. da; REZENDE, J.L.P. de; GOMES, M.F.M. Competitividade da cadeia produtiva da madeira de eucalipto no Brasil. **Revista Árvore**, v.34, p.917-928, 2010. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0100-67622010000500017>.

SOARES, R.C.O. Análise da dinâmica das grandes empresas agrícolas no Paraguai. **Revista Espacios**, v.38, p.12,

2017. Disponível em: <<https://www.revistaespacios.com/a17v38n58/a17v38n58p12.pdf>>. Acesso em: 2 jan. 2019.

TAVARES, C.E.C. Análise da competitividade da cadeia produtiva da soja em Mato Grosso. **Revista de Política Agrícola**, ano14, p.75-87, 2005. Disponível em: <<https://seer.sede.embrapa.br/index.php/RPA/article/view/556>>. Acesso em: 13 ago. 2018.

VIEIRA, R. de C.M.T.; TEIXEIRA FILHO, A.R.; OLIVEIRA, A.J. de; LOPES, M.R. (Ed.). **Cadeias produtivas no Brasil: análise da competitividade**. Brasília: Embrapa Comunicação para Transferência de Tecnologia: Embrapa, Secretaria de Administração Estratégica, 2001. 468p.

WILLIAMSON, O.E. **The economic institutions of capitalism: firms, markets, relational contracting**. [1987]. Disponível em: <<https://pdfs.semanticscholar.org/a4d6/1a75c4b99d414084cc84f404e5dd259b903b.pdf>>. Acesso em: 2 jan. 2019.

Convergência da produtividade total dos fatores da agropecuária no Sul do Brasil¹

Bruno Reinoso Hybner²
José Luiz Parré³
Juliana Franco Afonso⁴

Resumo – O objetivo deste trabalho foi estimar a produtividade total dos fatores (PTF) da agropecuária nas microrregiões do Sul do Brasil em 2006–2017 para verificar se existe um processo de convergência envolvendo suas respectivas taxas de crescimento. O cálculo do indicador de desempenho se baseou no procedimento DEA-Malmquist, que decompõe a taxa de crescimento da PTF em índice de mudança da eficiência técnica (EFF) e mudança tecnológica (TEC). Quanto à convergência, as equações envolvidas foram estimadas pela técnica da econometria espacial, cujo diagnóstico de dependência espacial foi favorável ao modelo de erro autorregressivo espacial (SEM). Os resultados mostram que o aumento da PTF agropecuária foi dirigido principalmente pelo índice TEC; já o índice EFF pareceu influenciar mais o mecanismo de convergência da PTF. Além disso, as especificações econométricas espaciais de convergência absoluta e condicional estimadas para a PTF corroboraram a ideia de que a trajetória da produtividade caminha para uma equalização das taxas de crescimento. Destaca-se que a inclusão de variáveis de dependência espacial (termo do erro defasado espacialmente) e do vetor de características estruturais das microrregiões nas equações estimadas serviu para acelerar o processo de convergência.

Palavras-chave: atividade agropecuária, econometria espacial, eficiência técnica, mudança tecnológica.

Convergence of total factor productivity in Southern Brazilian agriculture

Abstract – The aim of this work was to estimate the total factor productivity (TFP) of agriculture in the microregions of southern Brazil in the period 2006-2017 to verify if there is a convergence process involving their respective growth rates. The calculation of the performance indicator in this case was based on the DEA-Malmquist procedure, which decomposes the growth rate of PTF into an index of change in technical efficiency (EFF) and technological change (TEC). Concerning convergence, the equations involved were estimated by the technique of spatial econometrics, whose diagnosis of spatial dependence was favorable to the spatial autoregressive error model (SEM). With the

¹ Original recebido em 25/10/2019 e aprovado em 18/6/2020.

² Doutor em Economia, professor colaborador da Universidade Estadual de Maringá (UEM). E-mail: brunorhybner@gmail.com

³ Doutor em Economia, professor titular da Universidade Estadual de Maringá (UEM). E-mail: jlparre@uem.br

⁴ Doutora em Economia, professora da UniCesumar e diretora do Conselho de Desenvolvimento Econômico de Maringá (Codem). E-mail: diretoria@codem.org.br

analysis of the results, it was first noticed that the increase in agricultural TFP was driven more by the technological change index (TEC); on the other hand, the index of change in technical efficiency (EFF) seemed to influence the PTF convergence mechanism more. Second, the spatial econometric specifications of absolute and conditional convergence estimated for PTF corroborated the idea that the productivity trajectory is heading towards an equalization of growth rates. It is noteworthy that the inclusion of spatial dependence variables (spatially lagged error term) and the microregion structural characteristics vector in the estimated equations served to accelerate the convergence process.

Keywords: agricultural activity, spatial econometrics, technical efficiency, technological change.

Introdução

A necessidade de ganhos de produtividade recorrentes é fundamental para que a agropecuária desempenhe suas funções no campo do desenvolvimento econômico. Por isso, torna-se imperativo avaliar a eficiência econômica quanto ao uso dos recursos produtivos do setor. Dois tipos de indicadores concorrem para contribuir com a investigação dessa eficácia: produtividade parcial do fator (PPF) e produtividade total dos fatores (PTF).

A literatura tem destacado que a PTF é o indicador mais adequado quando o assunto é a avaliação de eficiência das unidades produtivas, por ele abranger um número maior de insumos em comparação com a PPF, que envolve apenas um fator de produção. Chau & Walker (1988) destacam que a PTF é uma variável significativa para ser utilizada na avaliação do potencial de desenvolvimento e competitividade de unidades produtivas. Aplicados para o Brasil, trabalhos como Gasques et al. (2014), Bragagnolo & Barros (2015) e Gasques et al. (2018) têm destacado o fato de que a PTF é o principal determinante da expansão do produto agropecuário no País.

A agropecuária do Sul do Brasil registrou o valor bruto da produção (VBP) de R\$ 133,09 bilhões em 2017, 26,38% do total do setor, de acordo com dados das contas regionais do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE, 2017). Esse resultado significou que a região foi a maior produtora do complexo agropecuário na ocasião.

Mendes (2010, 2015) e Afonso (2017) mostraram que o Sul tem se destacado com a expansão da produção agropecuária alavancada por ganhos da PTF, seguindo a tendência do que tem sido verificado na esfera nacional. O ponto em comum dessas pesquisas é que elas estimaram a PTF para as unidades da federação. No entanto, os trabalhos que contemplam maior desagregação geográfica, como a microrregional, se basearam na produtividade parcial, como Raiher et al. (2016), que estimaram o modelo de convergência para a produtividade da terra do setor agropecuário para as microrregiões do Sul em 1995–2006.

O objetivo deste estudo foi estimar a PTF da agropecuária nas microrregiões do Sul em 2006–2017 e verificar se a taxa de crescimento da PTF exhibe tendência de convergência. Segundo Freitas & Almeida (2015), o estudo da convergência tem se revelado importante para o entendimento de como as regiões crescem e se relacionam economicamente, com efeitos para a implantação e condução de políticas públicas que mirem o desenvolvimento econômico.

Dos modelos de convergência aqui abordados, o denominado β -convergência absoluta verifica se está ocorrendo redução das desigualdades da PTF entre as microrregiões, independentemente das suas características estruturais iniciais. Já o β -convergência condicional examina a diminuição do hiato da PTF partindo da premissa de que cada microrregião detém sua própria particularidade em termos desses atributos, representados por variáveis de controle que são inclusas no modelo para captar as diferenças

das estruturas política, institucional, econômica, social e geográfica entre as regiões.

O estudo de convergência aplicado à PTF agropecuária se justifica, pois, ao permitir que sejam inseridas variáveis de controle das diferentes características estruturais das microrregiões no modelo, ele proporciona informações que dão suporte a políticas públicas que estimulem sua taxa de crescimento articulada com a diminuição das suas próprias discrepâncias; isso, conseqüentemente, reduz a desigualdade de renda e colabora com o desenvolvimento econômico sustentável das regiões. Salienta-se que as variáveis controladas nesse caso, escolhidas para captar as diferenças regionais, estão relacionadas ao crédito rural, ao nível de educação dos produtores, à infraestrutura de armazenagem dos produtos e ao efeito de transbordamento espacial entre as localidades, todas já respaldadas pela literatura econômica.

Esta pesquisa se baseou na metodologia DEA-Malmquist com fronteira envoltória de dados para estimar o índice de variação da PTF, decomposto em EFF e TEC. Para analisar o processo de convergência, foram utilizadas especificações da econometria espacial, modelo de defasagem espacial (SAR) e de erro autorregressivo espacial (SEM).

Revisão de literatura

A definição geral usualmente aceita sobre a produtividade é que ela, na sua concepção mais simples, é definida pela razão entre medidas de volume físico do produto e do insumo. Oskam (1991) apresenta uma formulação matemática geral que define a PTF como resultado da razão entre produtos Y e insumos X :

$$\text{produtividade} = f(Y_1, \dots, Y_m) / g(X_1, \dots, X_n).$$

A taxa de variação da PTF na agropecuária capta a alteração da produção não proveniente de modificação dos insumos. Ela é considerada o resíduo entre as mudanças da produção e dos insumos, podendo ser decomposta em com-

ponentes de mudança de eficiência, mudança tecnológica e erros de medida. Destaca-se que nesse elemento residual podem ser encontradas contribuições de outros atores do processo produtivo, como aperfeiçoamentos da tecnologia e das organizações, uso da capacidade e rendimentos crescentes de escala (GSARS, 2017).

Ahearn et al. (1998) destacam que certos fatores podem acabar gerando diferenças na evolução da PTF agropecuária no decorrer do tempo: i) variações da eficiência – caso em que um conjunto de insumos produz menos do que o nível de produto potencial; ii) alteração da escala de produção que leva à variação do produto por unidade de insumo; e iii) mudança tecnológica.

As causas do crescimento da PTF podem também ser diferenciadas quanto ao horizonte de tempo em que elas exercem influência na produtividade. A construção de conhecimentos e de tecnologia cristalizados nos insumos de natureza química, biológica, mecânica e na oferta de mão de obra mais qualificada constitui as fontes de crescimento da produtividade no longo prazo. Já no curto prazo, as causas de ganhos da produtividade devem considerar inicialmente a premissa de que os conhecimentos e as tecnologias são constantes no período citado; as fontes consistem em políticas agropecuárias, aberturas de férteis fronteiras agropecuárias, fatores aleatórios vinculados às mudanças climáticas e ao surgimento de doenças nos vegetais, escala de produção e variação da atividade econômica interna e externa (Alves, 1979).

Gasques et al. (2008) estimaram a taxa de crescimento da PTF para o Brasil, pelo método Tornqvist, de 2,51% ao ano em 1975–2005. Os autores destacaram que o bom resultado está atrelado às mudanças na composição do valor da produção, com aumento da participação de produtos de origem animal e da pecuária. Outros fatores, como a expansão do crédito rural, que contribuiu para o acesso a novas tecnologias, e a pesquisa agropecuária, também foram determinantes para o desempenho da PTF.

Usando o método Tornqvist, Gasques et al. (2010) mostraram uma expansão da PTF anual de 2,27% no Brasil em 1970–2006, com destaque para o Centro-Oeste e Sul: médias de crescimento de 3,55% e 2,81%, respectivamente. O desempenho, de maneira geral, esteve vinculado a uma série de variantes. Ocorreu melhora da qualificação da mão de obra e aumento da eficiência das máquinas e equipamentos, ambos contribuindo para o aumento da produtividade do trabalho. Em outra ponta, a produtividade da terra cresceu em decorrência da ampliação de gastos com pesquisas e incorporação de terras mais produtivas. Novamente, produtos da pecuária estiveram no topo da participação do setor agropecuário como um todo, o que influenciou significativamente o aumento da PTF, tendo em vista a redução da área de pastagens.

Em trabalho mais recente, Gasques et al. (2019) mostraram que a PTF foi o principal determinante do produto agropecuário brasileiro – crescimento médio de 3,82% ao ano em 1975–2017 –, novamente com o método Tornqvist. A PTF cresceu anualmente à taxa de 3,43% em comparação aos 0,38% dos insumos. Os autores mostraram também tendências que vêm influenciando o desempenho da PTF, como o aumento das relações capital/trabalho, área/pessoal ocupado e tratores/área.

Pereira (1999) usou a análise envoltória de dados (DEA) em conjunto com o índice Malmquist para calcular a PTF agropecuária no Brasil em 1970–1996. O autor ressaltou que o crescimento da PTF nacional de 4,81% ao ano foi puxado mais pelo crescimento da mudança tecnológica do que pela mudança da eficiência decorrente das inovações da época. Os resultados mostraram também que as taxas de variação da PTF agropecuária de estados do Sul, Sudeste e Centro-Oeste em 1970–1985 cresceram expressivamente, provavelmente por estarem naquele momento participando dos avanços de modernização da agropecuária.

Mendes et al. (2009), para 1985–2004 no Brasil e em alguns estados, estimaram a PTF com base no termo de erro da função de produção

do tipo Cobb-Douglas, método conhecido como resíduo de Solow. Os incrementos anuais de PTF encontrados foram estes: Brasil (1,03%), São Paulo (1,06%), Rio Grande do Sul (1,01), Paraná (1,03), Minas Gerais (1,03%), Bahia (1,02%) e Santa Catarina (1,02%). Sobre os fatores de influência, o aumento dos investimentos em rodovias de 1% causou elevação de 0,72% na PTF. Na sequência, os incrementos dos gastos com pesquisa, telecomunicações, irrigação e energia elétrica, na ordem de 1%, geraram expansão da PTF de 0,43%, 0,31%, 0,20% e 0,15%, respectivamente. Já os investimentos em capacidade de armazenagem, embora com significância estatística no coeficiente estimado, afetaram a PTF de forma contrária: -0,52%.

Brigatte & Teixeira (2010) também usaram o resíduo de Solow e analisaram a relação de longo prazo entre a PTF e alguns dos possíveis fatores de influência, como investimentos em infraestrutura, educação e crédito rural na agropecuária. A análise focou só o Brasil, em 1974–2005, e utilizou a técnica de vetor de cointegração (VEC). A taxa de crescimento anual da PTF estimada foi de 0,47%. Quanto às relações de cointegração, não se observou relação de longo prazo entre a PTF e os investimentos em ferrovias e em irrigação e o crédito rural. Já os investimentos em armazenagem afetaram negativamente a PTF. As variáveis que exibiram impactos positivos sobre a PTF no longo prazo, acompanhadas das respectivas elasticidades, foram: investimento em pesquisa (1,66), energia elétrica (0,64), rodoviário (0,55), portuário (0,15) e anos de escolaridade dos trabalhadores (1,09).

Afonso (2017) usou o método Tornqvist para estimar a PTF agropecuária para o Brasil e estados. Essa pesquisa representou um avanço na literatura nacional por ter sido a primeira a analisar as hipóteses β -convergência absoluta e condicional para a PTF agropecuária e também por adotar modelos econométricos baseados em painel de dados com dependência espacial. Os maiores ganhos da PTF, acima da média nacional (3,60% ao ano), em 1990–2014, foram para o Amapá, Roraima, o Tocantins, o Amazonas

e o Acre, pouco inseridos no processo de modernização das décadas de 1970 e 1980; logo, esses ganhos de produtividade depois de 1990 possivelmente indicaram o aumento do uso de insumos modernos no processo produtivo. São Paulo, Rio Grande do Sul, Paraná, Goiás, Minas Gerais, Mato Grosso e Mato Grosso do Sul exibiram taxas menores, possivelmente por terem participado do processo de modernização agropecuária naquelas décadas e atingido previamente um potencial de produtividade maior. Os resultados ainda confirmaram a hipótese de convergência espacial da PTF entre os estados brasileiros. No caso da convergência absoluta, a velocidade de aproximação entre os estados foi de 0,52% ao ano, enquanto na convergência condicional a velocidade foi de 0,67%, acelerada por variáveis como capacidade de armazenamento da produção, educação, crédito e externalidades espaciais.

Particularmente sobre o Sul, um trabalho posicionado na fronteira da literatura sobre produtividade agropecuária é o de Raiher et al. (2016). Os autores estimaram os modelos β -convergência absoluta e condicional para a produtividade parcial da terra com suporte da econometria espacial. Pela ótica da convergência absoluta, o trabalho corroborou tal hipótese para todos os modelos econométricos espaciais estimados (SAR, SEM, SDM e SDEM)⁵, pois, sem exceção, em todos os casos os coeficientes da condição inicial de produtividade foram significativos e com os sinais negativos esperados; além disso, confirmaram a existência de dependência espacial, atestando que a taxa de crescimento da produtividade em uma região está correlacionada com a taxa de seus vizinhos. A convergência condicional também foi validada sob os mesmos padrões da convergência absoluta, e evidenciou-se que as variáveis de controle estruturais acrescidas (área explorada, mão de obra por hectare, percentual de estabelecimento com assistência técnica regular, máquinas e implementos agropecuários por hectare, tratores por hectare, custo com insumos, percentual de área explorada da pecuária e índice de Gini de distribuição da terra) serviram para intensificar a

convergência, já que exibiram coeficientes positivos e significantes.

Metodologia

O índice DEA-Malmquist

Faz-se aqui uma breve apresentação, baseada em Färe et al. (1994) e adaptada para o evento em que uma unidade produtiva deve alcançar a eficiência através de alteração nos insumos, mantido inalterado o nível de produto, o que se denomina de índice DEA-Malmquist com orientação insumo. Considera-se inicialmente uma unidade produtiva em que para cada período, $t = 1, \dots, T$, a tecnologia de produção S^t com retornos constantes de escala é responsável pela transformação dos insumos ($x^t \in R_+^N$) em produtos ($y^t \in R_+^M$), de modo que

$$S^t = \{(x^t, y^t) : x^t \text{ pode produzir } y^t\} \quad (1)$$

As funções distância no tempo t e $t + 1$ com relação à tecnologia S^t são dadas por

$$D_i^t(x^t, y^t) = \min \{\theta : (x^t/\theta, y^t) \in S^t\} \quad (2)$$

e

$$D_i^t(x^{t+1}, y^{t+1}) = \min \{\theta : (x^{t+1}/\theta, y^{t+1}) \in S^t\} \quad (3)$$

em que θ representa a distância na qual se pode variar o insumo, dado o nível atual de produto, para que a unidade produtiva alcance a fronteira tecnológica S^t .

A Figura 1 esclarece o conceito de distância. O vetor (x^t, y^t) se situa no interior da fronteira de produção S^t , sendo ineficiente do ponto de vista técnico. Por isso, o mínimo de insumo que essa unidade pode usar, dado o seu nível de produto y^t , é x^t/θ . Assim, a equação 2 é igual ao quociente Ob/Oa , maior do que a unidade. Já a equação 3 representa a mudança proporcional no insumo necessária para tornar o vetor (x^{t+1}, y^{t+1})

⁵ SAR – auto regressivo espacial; SEM – modelo de erro espacial; SDM – modelo de Durbin espacial; SDEM – modelo de Durbin espacial do erro.

possível na tecnologia de produção S^t , o que, nesse caso, é dado pela razão $0c/0d$, menor do que a unidade.

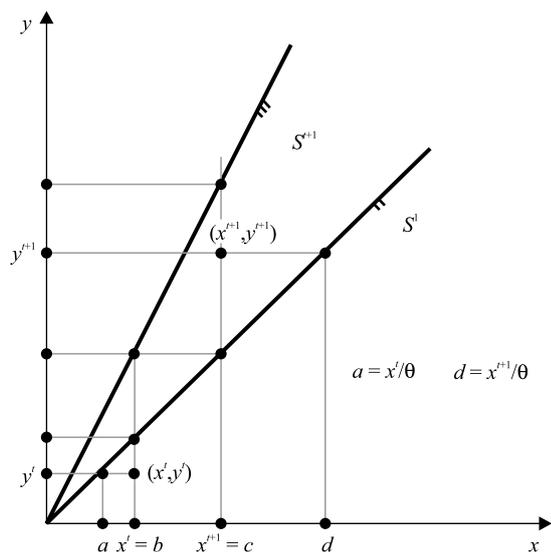


Figura 1. Índice de produtividade total dos fatores com base no modelo DEA-Malmquist orientado ao insumo.

Fonte: adaptado de Färe et al. (1994).

De forma análoga, as funções distância com relação à tecnologia de produção no período $t + 1$ (S^{t+1}) seguem as mesmas formulações aplicadas para os casos com relação ao tempo t vistos anteriormente. As respectivas funções distância são $D_i^{t+1}(x^t, y^t)$, que fornece a extensão do vetor (x^t, y^t) até S^{t+1} ; e $D_i^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})$, que representa a trajetória entre (x^{t+1}, y^{t+1}) e S^{t+1} .

O índice DEA-Malmquist para a PTF é estabelecido como uma média geométrica entre a razão das funções distância com relação à fronteira S^t e o quociente das funções distância em relação à tecnologia S^{t+1} :

$$M_i(x^{t+1}, y^{t+1}, x^t, y^t) = [D_i^t(x^{t+1}, y^{t+1})/D_i^t(x^t, y^t) \times D_i^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})/D_i^{t+1}(x^t, y^t)]^{1/2} \quad (4)$$

O primeiro termo do lado direito da equação 4 é denominado índice de Malmquist com base no período t ; o segundo é o índice Malmquist com base no período $t + 1$ (Pereira, 1999).

O índice de variação da produtividade de Malmquist é reescrito para mostrar sua decomposição em outros dois índices:

$$M_i(x^{t+1}, y^{t+1}, x^t, y^t) = \underbrace{D_i^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})/D_i^t(x^t, y^t)}_{\text{mudança da eficiência}} \times \underbrace{\{[D_i^t(x^{t+1}, y^{t+1})/D_i^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})] [D_i^t(x^t, y^t)/D_i^{t+1}(x^t, y^t)]\}^{1/2}}_{\text{mudança técnica}} \quad (5)$$

O primeiro componente do lado direito da equação 5 representa a mudança da eficiência técnica (EFF), significando o quão longe a unidade está em relação à fronteira tecnológica entre os períodos t e $t + 1$; nesse caso, o aumento da EFF significa que a unidade produtiva ficou mais perto da fronteira. Já o segundo termo mostra a mudança técnica ou tecnológica (TEC), que representa o deslocamento da fronteira de produção entre os períodos t e $t + 1$. Se a TEC aumentou, a função de produção se deslocará para cima, mostrando que a unidade produtiva se envolveu em um processo de modernização ou inovação tecnológica.

É permitido também que a EFF possa ser decomposta em outros dois índices: mudança da eficiência pura e mudança da eficiência de escala. No entanto, isso é controverso. Os críticos dessa decomposição destacam que se existe mudança de eficiência de escala, então a verdadeira tecnologia de produção a ser considerada deveria apresentar retornos variáveis de escala.

Contribuindo para contornar essa polêmica, Coelli et al. (2005) salientam que em certos casos é possível considerar a tecnologia de produção com retornos constantes de escala. Os autores argumentam que, se as dotações em termos de tamanho da terra, população e recursos naturais são dadas, não sendo seu tamanho uma variável de decisão, então é adequado admitir que a função de produção apresente tal configuração.

No mesmo sentido, Coelli & Rao (2005) consideram que o uso de uma tecnologia com retornos variáveis de escala é pertinente quando

os dados são expressos no nível dos estabelecimentos rurais, pois é possível avaliar as economias de escala com base no tamanho do estabelecimento médio. Já o uso da tecnologia de produção com retornos constantes de escala é apropriado quando os dados estão agregados para as unidades territoriais.

A escolha pelo método DEA-Malmquist decorreu principalmente do fato de que é possível decompor a PTF em EFF e TEC, bem como estimá-la sem o uso dos preços de insumos e produtos, o que foi útil tendo em vista a dificuldade de encontrar os preços dos insumos terra, trabalho e capital para as microrregiões estudadas. Além disso, como este estudo trabalha com dados agregados no nível das referidas localidades, e o tamanho dos estabelecimentos nesse caso é dado, parece razoável considerar retornos constantes de escala para a tecnologia de produção.

Modelos econométricos espaciais aplicados à análise de convergência da PTF

Para incorporar a dependência espacial à análise da convergência da PTF agropecuária, os modelos testados serão as especificações SAR (modelo de defasagem espacial) e SEM (modelo de erro autorregressivo espacial), que seguem a taxonomia como em Almeida (2012). A formulação desses modelos parte da consideração de uma regressão linear clássica $y = X\beta + \varepsilon$, em que y representa o vetor de variáveis dependentes, X é a matriz de variáveis explicativas acrescido da constante, β são os respectivos coeficientes da regressão, e ε é o vetor de erro que segue uma distribuição normal com media zero e variância constante.

A estratégia é incorporar defasagens espaciais na regressão linear clássica para modelar a dependência espacial. No caso do SAR, a defasagem recai sobre a variável dependente; no SEM, a defasagem se dá no termo de erro. Em Almeida (2012), é possível ver que ambos os modelos são de abrangência global, pois o alcance

do transbordamento para as outras regiões é total, ou seja, por estarem sujeitos ao multiplicador espacial, quaisquer impactos sobre uma variável dependente de determinada área se espalham para as demais localidades em estudo.

O modelo SAR é dado por

$$y = \rho W y + X\beta + \varepsilon \quad (6)$$

em que $W y$ é um vetor $n \times 1$ das defasagens espaciais da variável dependente y , ρ é o coeficiente das variáveis defasadas espacialmente, $-1 \leq \rho \leq 1$, X são as variáveis independentes, β são os coeficientes das variáveis explicativas, e ε é o termo de erro aleatório (Lesage, 2008).

Já o modelo SEM trabalha com defasagens no termo de erro, e seu uso se dá junto com as hipóteses de homocedasticidade e erros correlacionados, podendo existir variáveis omitidas, inclusas no termo de erro, que exibem autocorrelação espacial. A dependência espacial nesse caso seria um evento residual.

O modelo SEM é formalizado como

$$y = X\beta + \mu \quad (7)$$

$$\mu = \lambda W \mu + \varepsilon$$

em que μ representa o erro com efeitos não modelados decorrentes da insuficiência de informação, não distribuídos aleatoriamente e autocorrelacionados espacialmente, λ é o coeficiente do erro autorregressivo, $W \mu$ é o erro defasado espacialmente, e ε é o termo de erro aleatório (Anselin, 1995).

Quanto à escolha entre os modelos SAR e SEM, este trabalho se apoiará no procedimento de especificação robusto proposto por Florax (2003). Os passos dessa abordagem são: i) inicialmente deve ser estimado um modelo clássico de regressão linear $y = X\beta + \varepsilon$ através de mínimos quadrados ordinários (MQO); ii) deve ser feito teste da hipótese de que não há dependência espacial decorrente da defasagem espacial ou erro autorregressivo espacial omitido, usando os multiplicadores de Lagrange

LM_ρ e LM_λ dos modelos SAR e SEM, respectivamente; (iii) se os testes da etapa anterior não forem significativos, as estimativas iniciais do primeiro passo serão usadas na especificação final; (iv) se ambos os testes são significantes, estima-se a especificação de maior significância no teste de multiplicador de Lagrange robusto $LM_{\rho,ro}$ e $LM_{\lambda,ro}$ dos respectivos modelos SAR e SEM; (v) se LM_ρ for significativa e LM_λ não, estima-se o modelo SAR. Caso contrário, estima-se o modelo SEM.

Já o teste da convergência da PTF, que segue Rey & Montouri (1999), passa pela análise da equação

$$\ln(PTF_{i,t+p}/PTF_{i,t}) = \alpha + \beta \ln(PTF_{i,t}) + \varepsilon_{i,t} \quad (8)$$

em que o subscrito i representa a região, $PTF_{i,t}$ se refere à produtividade no período inicial, $PTF_{i,t+p}$ é a produtividade no período final, α é uma constante, β é o parâmetro de convergência a ser estimado, e $\varepsilon_{i,t}$ é o erro estocástico; tal modelo é denominado β -convergência absoluta. A interpretação dessa especificação indica que a convergência absoluta é verificada quando a estimativa de β possui sinal negativo, sugerindo que a taxa de crescimento da PTF no período $t + p$ esteja negativamente correlacionada com seu estado inicial $PTF_{i,t}$ e que regiões com menores níveis de PTF cresçam mais rapidamente do que aquelas com níveis elevados, com ambas as economias caminhando para um mesmo estado estacionário, de forma independente das condições estruturais iniciais de cada lugar.

A segunda formulação da convergência considera que as economias seguem, cada uma, para suas próprias posições de estado estacionário, conceituada como β -convergência condicional. A ideia é que diferentes regiões possuem também distinções em termos de características estruturais que moldam seus ambientes econômicos, como as preferências de cada nação, o nível tecnológico, a densidade populacional e as políticas públicas, tudo contribuindo para que as distintas economias exibam diferentes níveis de produtividade no estado estacionário. Para testar essa hipótese, é necessário considerar que o estado estacionário de cada local seja constante

e acrescentar um vetor de variáveis estruturais Z dessas localidades, referentes ao último ano do período analisado, no lado direito da equação 8. A economia deverá apresentar β -convergência condicional se após a introdução das variáveis estruturais o coeficiente de β ainda exibir sinal negativo e for estatisticamente significativa (Martin & Sunley, 2000).

Dados

Na construção do índice da taxa de variação da PTF e seus componentes EFF e TEC, para o produto foi utilizado o valor bruto da produção (VBP) a preços constantes de 1995, cujo índice deflator foi o IGP-DI; o trabalho é representado pela variável pessoal ocupado, que abrange a quantidade total de mão de obra; o capital, que é constituído pelo número de tratores das propriedades; e a terra, que é a área utilizada pelas lavouras e pastagens. Os dados estão agregados para as 94 microrregiões do Sul e se referem ao setor agropecuário constituído pela soma dos grupos de atividades econômicas: lavoura temporária, horticultura e floricultura, lavoura permanente, sementes e mudas certificadas, pecuária e criação de outros animais. A fonte das informações é o Censo Agropecuário do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) de 1995, 2006 e 2017 (IBGE, 2020a, 2020b, 2020c).

Para avaliar o processo de convergência da produtividade, a variável dependente é a taxa de crescimento da PTF em 2006–2017, resultante do método DEA-Malmquist. A variável explicativa, que aponta a ocorrência de convergência, é o nível da produtividade no ano inicial do intervalo 2006–2017 ($ptf0$), obtido pela aplicação da taxa de crescimento da PTF do período 1995–2006 ao valor de 1995 (base = 100).

No conjunto das outras variáveis explicativas, os dados representam as características estruturais das microrregiões que devem ser controladas para que cada localidade atinja seu próprio estado estacionário – as informações são referentes a 2017. Por conseguinte, o crédito per capita ($cred$) é originado do crédito rural conce-

dido ao setor agropecuário, disponível na Matriz de Dados do Crédito Rural do Banco Central do Brasil (Bacen, 2020), e intensificado pela estimativa da população feita pelo IBGE (2020e). A infraestrutura de armazenagem agropecuária (*cap*) é dada pela capacidade, em quilogramas, das unidades armazenadoras contidas no censo agropecuário, intensificada pela área total das microrregiões (IBGE, 2020a, 2020d). O nível de educação (*educ*) é medido pelo percentual de estabelecimentos agropecuários em que o produtor declarou ter grau de escolaridade⁶ compatível com o ensino médio, ou além desse, oriundo do censo agropecuário (IBGE, 2020a).

Análise dos resultados

Evolução da espacialidade da PTF da agropecuária nas microrregiões do Sul

A variação de EFF representa as mudanças referentes às melhorias contínuas nos processos produtivos no que diz respeito à combinação dos insumos disponíveis. Já a TEC representa o deslocamento da função de produção decorrente da modernização da tecnologia.

A Figura 2 mostra os resultados dos níveis da PTF, EFF e TEC da agropecuária microrregional do Sul em 2006 e as taxas de variação percentual absoluta em 2006–2017. Os dados estão apresentados em intervalos nos quais o nível e a taxa de crescimento podem variar. A ideia é contrapor a taxa de crescimento do índice em 2006–2017 ao nível inicial em 2006 para encontrar evidências que respaldem o teste da convergência do indicador de produtividade. Para efeito de padronização, em cada legenda os dois primeiros intervalos exibem valores inferiores à média geral da própria variável, enquanto os dois últimos intervalos englobam os valores que estão acima.

Considerando a totalidade de microrregiões, o valor médio do índice da PTF em 2006 foi de 114,41, e a taxa de crescimento absoluta foi de 23,82% em 2006–2017, 1,96% ao ano. Em 2006, o Paraná exibia o maior valor médio do índice da PTF (124,43); Santa Catarina, 110,71, e o Rio Grande do Sul, 105,36. Quanto à evolução em 2006–2017, o Rio Grande do Sul apresentou a maior taxa de crescimento da PTF, tanto absoluta quanto anual, de 34,37% e 2,72% – o Paraná, 23,40% e 1,93%, e Santa Catarina, 6,19% e 0,55%.

A título de comparação, a taxa de crescimento anual de 1,96% aqui encontrada para a PTF foi menor do que o resultado de Afonso (2017), que mostrou que o aumento da PTF do setor agropecuário em 2005–2014, no Sul, foi de 4,69%. Apesar dessa diferença, os resultados encontrados aqui evidenciam que a expansão da produção agropecuária vem sendo regida, no Sul, por ganhos de PTF, do mesmo modo que Afonso (2017) revelou.

No confronto dos estados, enquanto aqui o crescimento anual da PTF seguiu a ordem com Rio Grande do Sul (2,72%), Paraná (1,93%) e Santa Catarina (0,55%), em Afonso (2017) a ordem foi Rio Grande do Sul (5,10%), Santa Catarina (4,49%) e Paraná (4,48%). Essa diferença pode decorrer do fato de que o trabalho citado integrou na variável do insumo capital, além do número de tratores, as quantidades de adubos e agrotóxicos. Considerando que esses últimos dois recursos são quase todos empregados na agricultura e que a o trabalho considerou a produção agropecuária, algo além da dimensão da atividade agrícola, é razoável, sim, que tenham sido maiores os indicadores de produtividade, pois, naquele caso, captou-se o volume de produção da pecuária em relação a insumos que são pouco utilizados nesse segmento.

Outra evidência que emerge deste trabalho é o fato de que o Rio Grande do Sul com-

⁶ Foram consideradas as seguintes categorias de escolaridade do produtor: antigo científico, clássico, etc. (médio 2º ciclo); regular de ensino médio ou 2º grau; técnico de ensino médio ou do 2º grau; EJA – Educação de jovens e adultos e supletivo do ensino médio ou do 2º grau; superior – graduação; e mestrado ou doutorado.

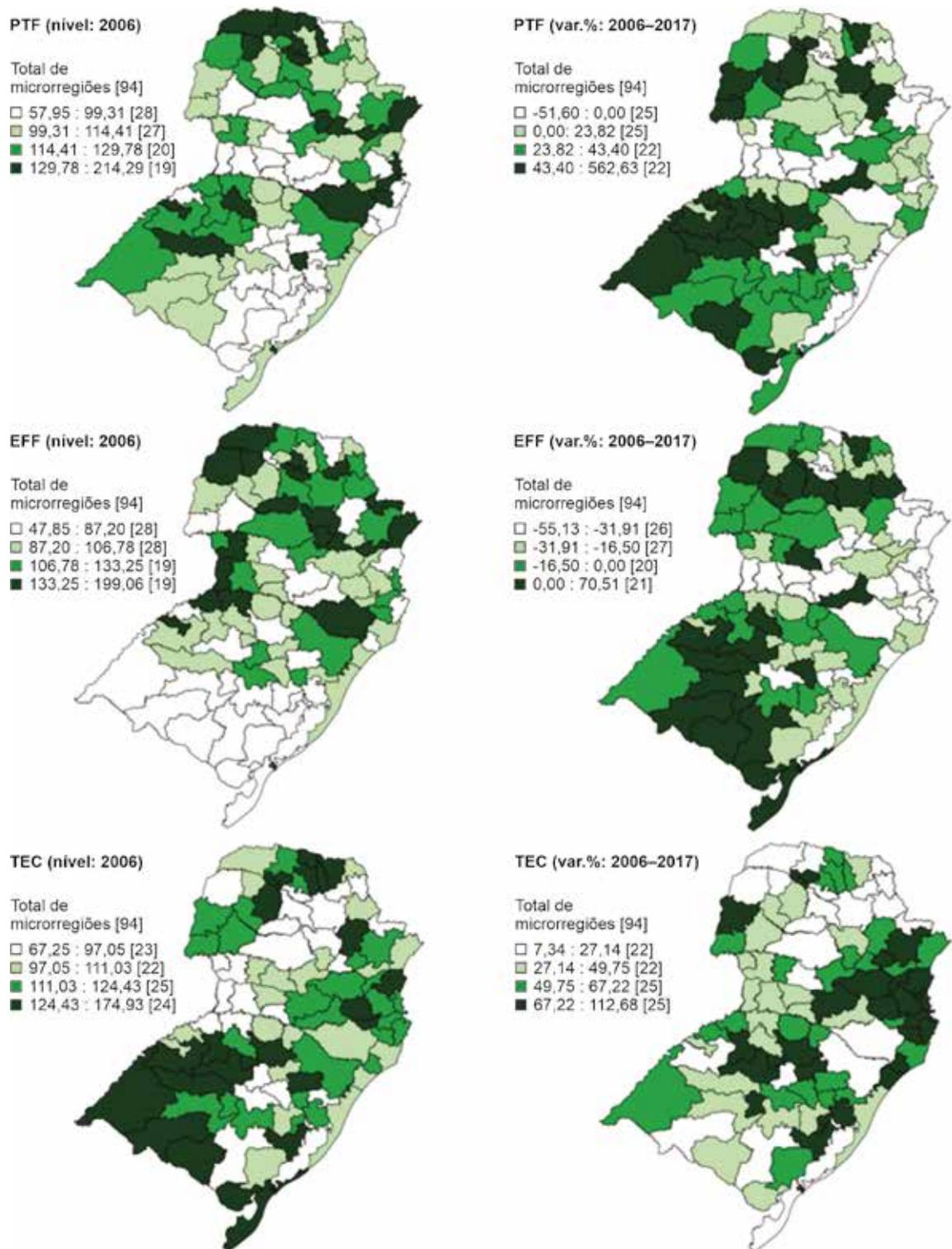


Figura 2. Distribuição espacial da PTF, EFF e TEC da agropecuária nas microrregiões do Sul do Brasil em 2006–2017.

Nota: as estimações foram realizadas no *software* Stata 13.1 e as figuras, confeccionadas no QGIS 2.18.

Fonte: elaborado com os softwares Stata 13.1 (Stata..., 2013) e QGIS 2.18 (QGIS..., 2016).

binou o menor nível médio e a maior taxa de crescimento da PTF, o que pode ser uma indicação que amplia a possibilidade de uma possível convergência entre os estados. Quando se consideram o Paraná e Santa Catarina em conjunto, que concentraram os maiores níveis da PTF em 2006 e os confrontam com o Rio Grande do Sul, a hipótese de convergência na região é imediata. Em 2006, o nível da PTF para o Paraná e Santa Catarina, juntos, foi, na média, de 117,57, contra 105,36 do Rio Grande do Sul. As taxas de crescimento absoluta e anual da PTF em 2006–2017 do Paraná e Santa Catarina, juntos, na média, foram de 14,79% e de 1,26%, respectivamente, enquanto para o Rio Grande do Sul os números são 34,37% e 2,72%. Percebe-se, dessa maneira, que a agropecuária gaúcha exibiu a maior taxa de crescimento da PTF, mesmo com menor nível dessa produtividade em 2006 em relação à média dos outros dois estados juntos, o que ajuda a reforçar a ideia de convergência da PTF agropecuária no Sul.

No cenário microrregional, constatou-se um padrão em que vários locais com baixo nível de PTF em 2006 (primeiros dois intervalos), inferior à média, exibiram as maiores taxas de crescimento da PTF, posicionadas nos últimos dois intervalos, com valores superiores à referida medida de tendência central. Esse comportamento foi percebido em 31 microrregiões, sendo 16 no Rio Grande do Sul, 11 no Paraná e quatro em Santa Catarina. A condição diametralmente oposta – elevado nível da PTF em 2006 (dois últimos intervalos) e baixa taxa de seu crescimento em 2006–2017 (dois primeiros intervalos) – foi exibida para 26 microrregiões: 16 no Paraná, seis em Santa Catarina e quatro no Rio Grande do Sul. Com isso, 57 das unidades geográficas aqui estudadas, ou 60,64% do total, evidenciaram pelo menos um dos dois tipos de condição de alternância entre o nível da PTF em 2006 e sua taxa de variação percentual em 2006–2017. Assim, o processo de convergência da produtividade pode estar ocorrendo também no recorte das microrregiões.

Quanto ao nível de EFF, para todo o Sul, a média em 2006 foi de 106,78 e a taxa de variação em 2006–2017 foi de -16,50%. Por estado, em 2006, na média: Paraná, 122,04; Santa Catarina, 102,81; e Rio Grande do Sul, 92,04. Quanto às taxas de crescimento, todos registraram valores negativos: Rio Grande do Sul, -9,75%; Paraná, -13,78%; e Santa Catarina, -33,60%.

O comportamento da EFF para as microrregiões é muito semelhante ao padrão da PTF. Mais uma vez, 60,64% das localidades incorreram em inversão de intervalos entre o nível de 2006 e a taxa de variação de 2006–2017. Das regiões que combinaram menor nível de EFF (primeiro e segundo intervalos) com maior taxa de crescimento (terceiro e quarto intervalos), 18 são do Rio Grande do Sul, 11 do Paraná e uma de Santa Catarina. Na condição invertida, maior nível e menor taxa de variação da EFF, a ocorrência foi em 16 unidades geográficas paranaenses, seis catarinenses e cinco rio-grandenses.

O resultado negativo para a EFF sugere que o Sul possa ter enfrentado dificuldades para promover melhorias contínuas nos processos produtivos que permitam melhor combinação dos insumos disponíveis. É possível que seu setor agropecuário, consideravelmente moderno, tenha avançado ainda mais na tecnologia, aproximando-se do limite superior de potencial de produção; nesse caso, mais importante do que continuar a expandir os insumos é encontrar uma alocação que ajuste bem os recursos disponíveis.

A TEC, de fato, comprova que a agropecuária do Sul avançou consideravelmente sob a égide da tecnologia. Na média, o nível desse indicador foi de 111,03 em 2006 (49,75% para a taxa de variação em 2006–2017). O Rio Grande do Sul obteve o maior valor do nível médio de TEC para 2006 (118,44) e a segunda maior taxa de crescimento (50,83%) em 2006–2017; Santa Catarina registrou os valores de 108,88 e 61,02%; o Paraná, 105,48 e 43,01%.

Diferentemente da PTF e da EFF, o padrão da TEC não mostrou inversão de intervalos entre

o nível inicial e a taxa de variação. Nota-se que no geral essas duas variáveis caminharam no mesmo sentido. No total, 28 regiões exibiram baixo nível de TEC em 2006 e reduzida taxa de crescimento em 2006–2017: 17 no Paraná, seis no Rio Grande do Sul e cinco em Santa Catarina. Já 33 unidades regionais registraram alto nível de TEC inicial e elevada taxa de crescimento: 12 em Santa Catarina, 11 no Paraná e dez no Rio Grande do Sul; em todo o Sul, 61 microrregiões, portanto, exibiram o nível e a taxa de crescimento da TEC apontando para o mesmo sentido, algo equivalente a 64,89% de participação relativa.

Resumindo, verificou-se que no caso das microrregiões, os incrementos de PTF estão sendo dirigidos mais pelo progresso tecnológico, que exibiu taxas de crescimento positivas para todas as unidades territoriais – a eficiência técnica mostrou taxas positivas em apenas 21 localidades. Aliás, isso não é novidade, pois Pereira (1999) já havia mostrado que o aumento da TEC (3,02% ao ano) foi o principal fator de influência da expansão da PTF (4,43% ao ano) no Sul, a despeito da mudança da EFF (1,04% ao ano), em 1970–1996. Outro fato realçado foi que os resultados insinuaram a existência de um possível processo de convergência da PTF agropecuária no Sul, pois várias microrregiões com baixo nível de PTF em 2006 se destacaram com elevada taxa de crescimento da produtividade no intervalo 2006–2017 e vice-versa; nesse caso, a redução da desigualdade das taxas de crescimento da PTF entre as localidades pareceu ser influenciada mais pela evolução da EFF, que também presenciou tal relação inversa entre o nível e a taxa de variação, ao contrário do comportamento da TEC, em que tanto o nível quanto a taxa de crescimento seguiram no mesmo sentido na maioria dos locais, ampliando ainda mais o hiato tecnológico entre os espaços regionais.

Convergência da PTF da agropecuária nas microrregiões do Sul

Primeiramente foi analisado o pressuposto da convergência absoluta, a partir de Rey & Montouri (1999), que regride a taxa de crescimento da PTF em relação ao nível inicial. Se o coeficiente do regressor possuir sinal negativo e for estatisticamente significativo, denota-se que quanto maior for o nível inicial da PTF, menor será sua taxa de crescimento, e vice-versa.

De início, foi preciso definir uma matriz de pesos espaciais para o provimento das interações entre as localidades. Seguindo Almeida (2012), a matriz selecionada foi da categoria binária cujo critério de vizinhança foi pautado pela distância geográfica (D_k) medida pelo círculo que passa pelos centros das regiões; considerando um ponto de referência, a matriz admite o valor 1 para a região considerada vizinha desde que sua distância em relação àquele ponto seja menor ou igual à distância crítica (D_k); se a distância da região supera o valor crítico, ela não será considerada vizinha, e o valor admitido é 0.

A escolha da matriz dependeu do modelo econométrico que exibiu o maior I de Moran dos resíduos, isto é, aquele que captou o maior número de relações espaciais e que forneceu testes de multiplicador de Lagrange conclusivos para a seleção do controle da dependência espacial. Nesse caso, foi selecionada a matriz k_{10} , que englobou os dez vizinhos mais próximos⁷. Além disso, como duas microrregiões possuíam taxas de variação da PTF muito discrepantes (*outliers*) em relação às demais observações, Cerro Azul (-51,60%) e Floraí (262,63%), recorreu-se à inclusão das respectivas variáveis binárias, D_i e D_s , para controlar o efeito que elas exercem sobre a variável dependente do modelo econométrico e evitar o problema de não normalidade dos resíduos.

⁷ Embora a matriz rainha tenha exibido o maior valor para o I de Moran, ela não foi selecionada porque os testes para selecionar entre os modelos SAR e SEM não foram significantes.

A Tabela 1 mostra os resultados do modelo de convergência absoluta, com as variáveis em logaritmos naturais, para proporcionarem estimativas de elasticidades. Considerando o primeiro modelo estimado, o MQO, todos os coeficientes foram significantes a 1%. Já o coeficiente do nível inicial da PTF ($lnptf_0$), além de significativo, possui sinal negativo, o que possibilitou aceitar a hipótese de convergência absoluta. Seu resultado sugere que o aumento de 1% no nível inicial da PTF reduz em 0,34% a taxa de crescimento. Isso é compatível com uma velocidade de aproximação da convergência de 3,79% ao ano e uma meia vida de 18,3 anos para que caia pela metade a distância entre as

microrregiões de menores níveis de produtividade e as de níveis mais elevados⁸.

As variáveis Di e Ds apresentaram os sinais esperados para os *outliers* inferior e superior e contribuíram para tornar os resíduos normais – antes da inclusão dessas variáveis, a condição não era obtida. Isso pôde ser comprovado pelo resultado do teste Jarque-Bera, que não rejeitou a hipótese nula de normalidade para nenhum nível de significância, implicando em erros normais. Sobre os outros diagnósticos da regressão, o R^2 ajustado foi de 28,84% e atestou-se a variância constante dos erros, dada a aceitação da hipótese de homocedasticidade no teste Breusch-Pagan.

Quanto aos diagnósticos da dependência espacial, o I de Moran dos resíduos foi significativo a 1%, exprimindo que a hipótese nula de aleatoriedade espacial pôde ser rejeitada, o que representou nesse caso a presença de dependência espacial no modelo. Destaca-se em Almeida (2012) que modelos econométricos que não consideram a relação espacial entre as unidades regionais na situação em que se constata a ocorrência de padrões de associação espacial geralmente geram estimativas viesadas e ineficientes por violar a hipótese de média condicional zero, essencial para o modelo MQO.

Adotou-se o procedimento proposto por Florax et al. (2003) para a escolha do modelo econométrico espacial a ser usado para controlar o efeito da espacialidade da taxa de crescimento da PTF. Sugere-se que entre os modelos espaciais SAR e SEM seja escolhida a especificação econométrica que possuir significância estatística para o teste do multiplicador de Lagrange tradicional; se ambos forem significantes, deverá ser selecionada a opção de o maior nível de significância para o multiplicador de Lagrange robusto. Neste trabalho, os dois testes tradicionais do multiplicador de Lagrange, LM_p e LM_λ , foram significantes, enquanto nas versões robustas só houve significância para $LM_{\lambda,ro}$ no nível de 10%,

Tabela 1. Resultados das especificações econométricas para a convergência absoluta da PTF da agropecuária nas microrregiões do Sul do Brasil em 2006–2017.

Variável	MQO	SEM
constante	1,7751*	2,1900*
$lnptf_0$	-0,3411*	-0,4289*
Di	-0,9190*	-0,8869*
Ds	1,1204*	1,0744*
λ	-	0,4567*
Diagnósticos da regressão		
R^2	0,2884	0,3070
Teste Jarque-Bera	1,092	-
Teste Breusch-Pagan	1,068	-
Diagnósticos da dependência espacial		
I de Moran dos resíduos ⁽¹⁾	3,158*	-
(defasagem espacial)	4,106**	-
(defasagem espacial robusto)	0,432	-
(erro espacial)	6,687*	-
(erro espacial robusto)	3,013***	-

(1) Valor do I de Moran dos resíduos para a matriz k_{10} . Outras matrizes testadas: rainha (3,166) e K_5 (3,005).

Notas: as estimações foram feitas com o software GeoDaSpace 1.2; * significativo a 1%; ** significativo a 5%; *** significativo a 10%.

Fonte: elaborado com o software GeoDaSpace 1.2 (2020).

⁸ A velocidade de convergência é expressa por $\theta = \ln(\beta + 1)/-k$, em que β é o coeficiente do nível inicial da PTF e k é o intervalo de tempo (Rey & Montouri, 1999). A meia vida é dada pela razão $\ln(2)/\theta$ (Sala-I-Martin, 2000).

indicando, portanto, o modelo SEM para controlar os efeitos espaciais da convergência.

Nos resultados do modelo SEM estimado com o método de máxima verossimilhança⁹ (Tabela 1), mais uma vez todos os coeficientes estimados foram significantes a 1%. Destaca-se que o R² foi ligeiramente superior (30,70%), evidenciando uma melhora do ajuste do modelo. O termo lambda, referente à dependência espacial do erro, foi de 0,46. Sua interpretação sugere que existem variáveis que não foram consideradas na especificação¹⁰, mas que guardam relação com o aumento da PTF, gerando impactos entre as localidades vizinhas; o aumento de 1% nessas incógnitas não modeladas em dada região contribuiu para elevar em 0,46% a taxa de crescimento da PTF na localidade vizinha. Além disso, apenas a inclusão desse controle espacial serviu para intensificar o processo de convergência, já que o coeficiente observado para o nível inicial da PTF se tornou mais negativo (-0,43). Diante desse número, a velocidade de aproximação da convergência aumentou para 5,09% ao ano, com a meia vida diminuindo para 13,6 anos.

Por causa das características estruturais e dos fundamentos econômicos da agropecuária das microrregiões, pode acontecer de, em vez de a PTF de cada região convergir para um único estado estacionário, afluir cada uma para sua própria posição de estado estacionário (convergência condicional). Nessa nova versão, é preciso a inclusão de variáveis que captam as diferenças locais no modelo econométrico, possibilitando assim avaliar que variáveis fazem a convergência ser mais rápida.

A forma funcional da convergência condicional segue a fórmula apresentada por Rey & Montouri (1999), acrescida de um vetor de variáveis das condições estruturais das microrregiões em 2017 – educação (*Ineduc*), crédito (*Incred*)

e infraestrutura de armazenagem (*Incap*) –, tomadas em logaritmo natural para que as estimativas forneçam os valores das respectivas elasticidades (Tabela 2).

Tabela 2. Resultados das especificações econômicas para a convergência condicional da PTF da agropecuária nas microrregiões do Sul do Brasil em 2006–2017.

Variável	MQO	SEM
constante	0,6776	0,9909***
Inptf0	-0,3967*	-0,5307*
Di	-0,7877*	-0,7156*
Ds	0,8568*	0,8152*
Ineduc	0,2113**	0,2679*
Incred	0,0699*	0,0764*
Incap	0,0312	0,0503**
lambda	-	0,5306*
Diagnósticos da regressão		
R ²	0,4208	0,4482
Teste Jarque-Bera	7,627**	-
Teste Breusch-Pagan	3,818	-
Diagnósticos da dependência espacial		
I de Moran dos resíduos ⁽¹⁾	4,103*	-
(defasagem espacial)	2,415	-
(defasagem espacial robusto)	6,375*	-
(erro espacial)	12,162*	-
(erro espacial robusto)	16,122*	-

(1) Valor do I de Moran dos resíduos para a matriz rainha. Outras matrizes testadas: k5 (4,100) e K10 (3,900)

Notas: as estimações foram feitas com o software GeoDaSpace 1.2; * significante a 1%; ** significante a 5%; *** significante a 10%.

Fonte: elaborado com o software GeoDaSpace 1.2 (2020).

Dessa vez, a matriz rainha foi a que exibiu o maior valor do I de Moran dos resíduos. Conforme Almeida (2012), trata-se de uma matriz binária baseada no critério de contiguidade que

⁹ Almeida (2012) mostra que, sob a hipótese de normalidade dos erros, as estimativas do modelo SEM obtidas pelo método de máxima verossimilhança são válidas.

¹⁰ Variáveis como quantidades de agrotóxicos, adubos e corretivos, que geralmente integram a *Proxy* de capital na estimação da PTF, mas que não puderam ser incluídas neste estudo por não estarem disponibilizadas para as microrregiões nas edições do censo agropecuário. No caso dessa publicação, tais informações então disponíveis em valores de despesas e possuem dados que não são comparáveis de um ano para o outro; por exemplo, adubos e corretivos estão em 1995 e 2017 agregados em uma única variável, mas em 2006 estão em duas.

assume o valor 1 para regiões vizinhas que compartilham fronteiras ou qualquer vértice (canto) entre elas e valor 0 quando as localidades não são vizinhas.

Focando no modelo MQO, embora as variáveis *lnptf0*, *Di*, *Ds*, *Ineduc* e *Incred* tenham sido estatisticamente significantes, o método de estimação não pareceu ajustado; *Incap* e principalmente a constante não mostraram níveis de significância aceitáveis. Outro problema foi o fato de os resíduos da regressão não verificarem o pressuposto da normalidade, rejeitada pelo teste Jarque-Bera com nível de 5% de significância.

Destaca-se que o I de Moran dos erros exibiu significância estatística a 1%, mostrando a necessidade de se incorporar alguma variável para captar o efeito espacial. O modelo escolhido novamente foi o SEM, com os testes do multiplicador de Lagrange ambos significantes a 1%, ao contrário do modelo SAR, que não mostrou significância na versão tradicional do teste.

Como os erros do procedimento MQO não se enquadraram na distribuição normal, o modelo SEM foi estimado pelo método dos momentos generalizados (GMM) de Kelejian & Prucha (1999), que dispensa a necessidade de normalidade dos resíduos e garante estimativas robustas. Essa especificação com controle do erro espacial pareceu estar corretamente ajustada, pois todos os coeficientes foram significantes. O aumento de 1% na educação (*Ineduc*) em 2017 gerou ampliação de 0,27% na taxa de variação da PTF, o maior impacto entre as variáveis das características estruturais das microrregiões. Na sequência, o acréscimo de 1% no crédito rural (*Incred*) e na infraestrutura de armazenagem (*Incap*) gerou expansão de 0,08% e 0,05%, respectivamente, na taxa de crescimento da PTF.

A estimativa para o lambda revelou que o aumento de 1% sobre variáveis não modeladas na especificação, em uma dada microrregião, acarretou aumento de 0,53% da taxa de variação da PTF do seu vizinho. Consequentemente, ficou evidenciada a influência que o desempenho da produtividade das microrregiões vizinhas exerce

sobre o desempenho de determinada localidade. Além disso, a inclusão do efeito de erro espacial melhorou o ajustamento do modelo, elevando o R² para 44,82%, e intensificou o processo de convergência; nesse caso, o crescimento de 1% no nível inicial de PTF gerou redução de 0,53% da taxa da PTF. Nessa estimativa, a velocidade de aproximação da convergência subiu para 6,88% ao ano, com a meia vida caindo para 10,1 anos.

Para se ter uma noção dos resultados encontrados aqui para a velocidade de convergência, Raiher et al. (2016) obtiveram os valores de 11,38% e 23,55% anuais para os modelos de convergência absoluta e condicional, estimados pela especificação SEM, para a produtividade parcial (PPF) da terra da agropecuária no Sul. Já Afonso (2017), para os estados brasileiros, encontrou a velocidade de 0,50% ao ano para a convergência absoluta e 0,67% para a condicional, sem inclusão da dependência espacial; com os efeitos de espacialidade, a convergência absoluta foi de 0,52% ao ano e a condicional, 0,67%.

Para Afonso (2017), a consideração de todo o território nacional abrange maiores disparidades quanto ao clima, ao solo e a outros aspectos que influenciam a PTF, comparativamente a recortes geográficos menores, como o Sul do País. Isso implica que regiões menores tendem a apresentar convergência mais rápida em virtude de suas semelhanças. Em relação a Raiher et al. (2016), a diferença pode ser explicada pelo fato de que enquanto a PPF usou apenas um fator de produção (terra), a estimação da PTF envolveu, além desse insumo, trabalho e capital. Nesse sentido, como a evolução da PPF da terra se traduz por diferenças na quantidade utilizada desse único insumo, a trajetória da PTF traz em si desigualdades maiores, envolvendo também os demais insumos empregados – trabalho e capital. Considera-se que, por envolver mais disparidades ao considerar recursos produtivos adicionais, a convergência da PTF é mais lenta do que a da produtividade parcial da terra.

Considerações finais

Os resultados encontrados constataram que os ganhos da PTF agropecuária nas microrregiões do Sul do País em 2006–2017 estão sendo dirigidos mais pelo aumento do deslocamento da fronteira de produção (TEC), possivelmente influenciado pela agregação de novas tecnologias à agropecuária, do que pela eficiência técnica (EFF) na combinação dos insumos, com taxas de variação negativas na maioria das localidades.

A análise da distribuição espacial da PTF mostra que a maioria das microrregiões que se destacaram com taxas de crescimento mais altas em 2006–2017 tinha nível de produtividade mais reduzido no momento inicial de 2006, e vice-versa, o que permitiu incluir a trajetória da PTF agropecuária do Sul na lógica do processo de convergência, seguindo para uma homogeneização entre as microrregiões. Além disso, como a EFF também exibiu esse padrão de inversão de valores entre o nível e a taxa de variação, o oposto da TEC, cujas variáveis apontaram para o mesmo sentido, ampliando ainda mais o hiato entre as localidades, pôde-se concluir também que a convergência da PTF pareceu estar sendo mais influenciada pelo indicador de eficiência técnica.

Já a análise de convergência da PTF amparada na econometria espacial levou à escolha do modelo de erro espacial (SEM). Ambos os modelos econométricos de convergência estimados, absoluta e condicional, corroboraram as evidências apontadas pela análise da distribuição espacial da variável citada de que há uma tendência para equalização das suas taxas de crescimento.

Os coeficientes estimados do logaritmo do nível inicial da PTF foram negativos e significantes de acordo com a literatura. Do mesmo modo, as estimativas do termo de dependência espacial e das elasticidades das variáveis consideradas para captar as diferenças das características estruturais entre as microrregiões verificaram significância estatística e sinais esperados.

Os resultados dos modelos de convergência revelaram que as variáveis de dependência espacial e do vetor de características estruturais consideradas serviram para acelerar o processo de convergência da PTF agropecuária entre as microrregiões. Além disso, o fato de o modelo mais apropriado ser o de erro espacial (SEM) – mostrando que existem fatores não modelados nas equações de convergência e que estão relacionados com a taxa de crescimento da PTF com efeitos de transbordamento entre as microrregiões vizinhas – pôde ser explicado pela não inclusão de importantes insumos na *proxy* de capital, como quantidade de fertilizantes, agrotóxicos e corretivos utilizados na agropecuária.

A contribuição desta pesquisa se pautou na validação do efeito das variáveis de interação espacial e de características estruturais sobre o processo de convergência da PTF agropecuária no Sul do País, o que pode ser útil para a formulação de políticas públicas.

Referências

- AFONSO, J.F. **Convergência espacial da produtividade total dos fatores da agricultura brasileira**: implicações dos investimentos em infraestrutura de armazenamento, pesquisa, capital humano e crédito rural. 2017. 256p. Tese (Doutorado) – Universidade Estadual de Maringá, Maringá.
- AHEARN, M.; YEE, J.; BALL, E.; NEHRING, R. **Agricultural productivity in the United States**. Washington: USDA, 1998. (USDA. Agriculture Information Bulletin, n.740). Disponível em: <https://www.ers.usda.gov/webdocs/publications/42144/32363_aib740_002.pdf?v=5819.4>. Acesso em: 19 jul. 2019.
- ALMEIDA, E. **Econometria espacial aplicada**. Campinas: Alínea, 2012.
- ALVES, E.R. de A. **A produtividade da agricultura**. 1979. Disponível em: <<http://ainfo.cnptia.embrapa.br/digital/bitstream/item/150520/1/A-produtividade-da-agricultura-Alves.pdf>>. Acesso em: 26 jul. 2019.
- ANSELIN, L. Local indicators of spatial association – LISA. **Geographical Analysis**, v.27, p.93-115, 1995. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1538-4632.1995.tb00338.x>.
- BACEN. Banco Central do Brasil. **Matriz de Dados do Crédito Rural - contratações**. Disponível em: <<https://www.bcb.gov.br/estabilidade/financeira/micrrural>>. Acesso em: 9 nov. 2020.

- BRAGAGNOLO, C.; BARROS, G.S. de C. Impactos dinâmicos dos fatores de produção e da produtividade sobre a função de produção agrícola. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v.53, p.31-50, 2015. DOI: <https://doi.org/10.1590/1234-56781806-9479005301002>.
- BRIGATTE, H.; TEIXEIRA, E.C. Determinantes do produto e da produtividade total dos fatores da agropecuária brasileira. **Revista de Política Agrícola**, ano19, p.5-13, 2010. Disponível em: <<https://seer.sede.embrapa.br/index.php/RPA/article/download/320/264>>. Acesso em: 8 jun. 2019.
- CHAU, K.W.; WALKER, A. The measurement of total factor productivity of the Hong Kong construction industry. **Construction Management and Economics**, v.6, p.209-224, 1988. DOI: <https://doi.org/10.1080/01446198800000019>.
- COELLI, T.J.; RAO, D.S.P. Total factor productivity growth in agriculture: a Malmquist index analysis of 93 countries, 1980-2000. **Agricultural Economics**, v.32, p.115-134, 2005. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.0169-5150.2004.00018.x>.
- COELLI, T.J.; RAO, D.S.P.; O'DONNELL, C.J.; BATTESE, G.E. **An introduction to efficiency and productivity analysis**. 2nd ed. New York: Springer, 2005.
- FÄRE, R.; GROSSKOPF, S.; NORRIS, M.; ZHANG, Z. Productivity growth, technical progress, and efficiency change in industrialized countries. **The American Economic Review**, v.84, p.66-83, 1994. Disponível em: <<https://www.jstor.org/stable/pdf/2117971.pdf?refreqid=excelsior%3A469a0e340870782a9eaf6afd3ddd4c0>>. Acesso em: 6 maio 2019.
- FLORAX, R.J.G.M.; FOLMER, H.; REY, S.J. Specification searches in spatial econometrics: the relevance of Hendry's methodology. **Regional Science and Urban Economics**, v.33, p.557-579, 2003. DOI: [https://doi.org/10.1016/S0166-0462\(03\)00002-4](https://doi.org/10.1016/S0166-0462(03)00002-4).
- FREITAS, M.V. de; ALMEIDA, E. Existe realmente convergência de renda entre países? **Estudos Econômicos**, v.45, p.287-316, 2015. DOI: <https://doi.org/10.1590/0101-4161201545282mfe>.
- GASQUES, J.G.; BACCHI, M.R.P.; BASTOS, E.T. Crescimento e produtividade da agricultura brasileira de 1975 a 2016. **Carta de Conjuntura**, n.38, p.207-214, 2018. Disponível em: <http://www.ipea.gov.br/portal/images/stories/PDFs/conjuntura/180302_cc38_nt_crescimento_e_producao_da_agricultura_brasileira_1975_a_2016.pdf>. Acesso em: 8 jun. 2019.
- GASQUES, J.G.; BACCHI, M.R.P.; BASTOS, E.T.; VALDES, C. **Produtividade da agricultura brasileira**: algumas atualizações. Brasília: MAPA, 2019. Nota. Disponível em: <<https://www.gov.br/agricultura/pt-br/assuntos/noticias/produtividade-da-agropecuaria-cresce-3-43-ao-ano/NOTA05.02.2019Produtividade002.docx/@@download/file/nota05-02-2019produtividade002.docx>>. Acesso em: 8 jun. 2019.
- GASQUES, J.G.; BASTOS, E.T.; BACCHI, M.R.P.; VALDES, C. Produtividade total dos fatores e transformações da agricultura brasileira: análise dos dados dos censos agropecuários. In: GASQUES, J.G.; VIEIRA FILHO, J.E.R.; NAVARRO, Z. (Org.) **A agricultura brasileira**: desempenho, desafios e perspectivas. Brasília: IPEA, 2010. p.19-44. Disponível em: <https://www.ipea.gov.br/portal/images/stories/PDFs/livros/livros/Livro_agriculturabrasileira.pdf>. Acesso em: 8 jun. 2019.
- GASQUES, J.G.; BASTOS, E.T.; BACCHI, M.R.P. Produtividade e fontes de crescimento da agricultura brasileira. In: DE NEGRI, J.A.; KUBOTA, L.C. (Org.) **Políticas de Incentivo à Inovação Tecnológica no Brasil**. Brasília: IPEA, 2008. p.435-459. Disponível em: <<http://repositorio.ipea.gov.br/bitstream/11058/3237/1/Pol%C3%ADticas%20de%20incentivo%20%C3%A0%20inova%C3%A7%C3%A3o%20tecnol%C3%B3gica%20no%20Brasil.pdf>>. Acesso em: 8 jun. 2019.
- GASQUES, J.G.; BASTOS, E.T.; VALDES, C.; BACCHI, M.R.P. Produtividade da agricultura: resultados para o Brasil e estados selecionados. **Revista de Política Agrícola**, ano23, p.87-98, 2014. Disponível em: <<https://seer.sede.embrapa.br/index.php/RPA/article/download/943/836>>. Acesso em: 8 jun. 2019.
- GEODASPACE Software for Advanced Spatial Econometric Modeling. Version 1.2. Chicago: University of Chicago, Center for Spatial Data Science, 2020. Disponível em: <<https://geodacenter.github.io/GeoDaSpace/>>. Acesso em: 9 nov. 2020.
- GSARS. Global Strategy Improving Agricultural and Rural Statistics. **Productivity and efficiency measurement in agriculture**: literature review and gaps analysis. 2017. (Technical Report Series GO-19-2017). Disponível em: <<http://gsars.org/wp-content/uploads/2017/02/TR-17.02.2017-Productivity-and-Efficiency-Measurement-in-Agriculture.pdf>>. Acesso em: 28 abr. 2019.
- IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Censo Agropecuário 2017**: resultados definitivos. Disponível em: <<https://sidra.ibge.gov.br/pesquisa/censo-agropecuario/censo-agropecuario-2017>>. Acesso em: 4 nov. 2020a.
- IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Censo Agropecuário 1995-1996**. Disponível em: <<https://sidra.ibge.gov.br/pesquisa/censo-agropecuario/censo-agropecuario-1995-1996>>. Acesso em: 4 nov. 2020b.
- IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Censo Agropecuário 2006**: segunda apuração. Disponível em: <<https://sidra.ibge.gov.br/pesquisa/censo-agropecuario/censo-agropecuario-2006/segundaapuracao>>. Acesso em: 4 nov. 2020c.

IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Censo Demográfico 2010**: sinopse. Disponível em: <<https://sidra.ibge.gov.br/pesquisa/censo-demografico/demografico-2010/sinopse>>. Acesso em: 9 nov. 2020d.

IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Estimativas de População – EstimaPop**. Disponível em: <<https://sidra.ibge.gov.br/pesquisa/estimapop>>. Acesso em: 9 nov. 2020e.

IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Sistema de Contas Regionais – SCR**. 2017. Disponível em: <<https://www.ibge.gov.br/estatisticas/economicas/contas-nacionais/9054-contas-regionais-do-brasil.html?edicao=26018&t=sobre>>. Acesso em: 9 nov. 2020.

KELEJIAN, H.H.; PRUCHA, I.R. A generalized moments estimator for the autoregressive parameter in a spatial model. **International Economic Review**, v.40, p.509-533, 1999. DOI: <https://doi.org/10.1111/1468-2354.00027>.

LESAGE, J.P. An introduction to spatial econometrics. **Revue d'Économie Industrielle**, n.123, p.19-44, 2008. DOI: <https://doi.org/10.4000/rei.3887>.

MARTIN, R.; SUNLEY, P. Convergência lenta? A nova teoria do crescimento endógeno e o desenvolvimento regional. **Cadernos IPPUR**, ano14, p.15-50, 2000. Disponível em: <<https://revistas.ufrj.br/index.php/ippur/issue/download/278/87>>. Acesso em: 20 abr. 2019.

MENDES, G.M. **Efeitos dos ganhos de produtividade total dos fatores da agropecuária sobre os preços agrícolas no Brasil: 1970-2006**. 2015. 99p. Tese (Doutorado) – Universidade de São Paulo, Piracicaba.

MENDES, G.M. **Produtividade total dos fatores e crescimento econômico na agropecuária brasileira: 1970-2006**. 2010. 120p. Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa.

MENDES, S.M.; TEIXEIRA, E.C.; SALVATO, M.A. Investimentos em infra-estrutura e produtividade total dos fatores na agricultura brasileira: 1985-2004. **Revista Brasileira de Economia**, v.63, p.91-102, 2009. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0034-71402009000200002>.

OSKAM, A. Productivity measurement, incorporating environmental effects of agricultural production. **Developments in Agricultural Economics**, v.7, p.186-204, 1991. DOI: <https://doi.org/10.1016/B978-0-444-88974-4.50023-1>.

PEREIRA, M.F. **Evolução da fronteira tecnológica múltipla e da produtividade total dos fatores do setor agropecuário brasileiro de 1970 a 1996**. 1999. 144p. Tese (Doutorado) – Universidade Federal de Santa Catarina, Florianópolis.

QGIS. **Geographic Information System**. Version 2.18. [S.l.]: Open Source Geospatial Foundation Project, 2016. Disponível em: <<http://qgisbrasil.org>>. Acesso em: 9 nov. 2020.

RAIHER, A.P.; OLIVEIRA, R.A. de; CARMO, A.S.S. do; STEGE, A.L. Convergência da produtividade agropecuária do Sul do Brasil: uma análise espacial. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v.54, p.517-536, 2016. DOI: <https://doi.org/10.1590/1234-56781806-94790540307>.

REY, S.J.; MONTOURI, B.D. US regional income convergence: a spatial econometric perspective. **Regional Studies**, v.33, p.143-156, 1999. DOI: <https://doi.org/10.1080/00343409950122945>.

SALA-I-MARTIN, X. **Apuntes de crecimiento económico**. 2.ed. Barcelona: Antoni Brosch, 2000.

STATA Statistical Software. Version 13.1. College Station: StataCorp LP, 2013. 1 CD.

Função de produção com base nos microdados do Censo Agropecuário de 2017^{1,2}

Geraldo da Silva e Souza³
Eliane Gonçalves Gomes⁴
Eliseu Roberto de Andrade Alves⁵

Resumo – Este artigo traz os principais resultados das análises feitas, na sala de acesso a dados restritos do IBGE, com base nos microdados do Censo Agropecuário de 2017. Ajustou-se uma fronteira de produção estocástica a uma amostra dos estabelecimentos investigados pelo censo. As informações foram exploradas para avaliar a significância estatística das elasticidades dos fatores de produção e de outras variáveis contextuais (relacionadas às imperfeições de mercado) que afetam a produção, direta e indiretamente, por meio da componente de eficiência técnica. Foi usada uma representação Cobb-Douglas para a fronteira. Os insumos tecnológicos têm a maior elasticidade relativa, seguidos por mão de obra e terra. Foi usada a correção de Murphy-Topel para a matriz de variância-covariância. Os fatores contextuais que afetam significativamente e positivamente a eficiência de produção são associação a cooperativas, obtenção de financiamento e probabilidade de renda líquida positiva; a prática de agricultura e/ou pecuária orgânica afeta negativamente a eficiência de produção.

Palavras-chave: correção de Murphy-Topel, eficiência técnica, fronteira estocástica, renda líquida positiva.

Production function based on 2017 agricultural census microdata

Abstract – In this paper we present the main results of the analyzes carried out in the IBGE restricted data access room based on the 2017 agricultural census microdata. A stochastic production frontier was fit to a sample of rural establishments investigated by the census. The information from the 2017 Brazilian agricultural census was explored to assess the statistical significance of the production factors' elasticities and of other contextual variables (related to market imperfections) that affect production directly and indirectly through the technical efficiency component. A Cobb-Douglas

¹ Original recebido em 12/5/2020 e aprovado em 18/6/2020.

² Os dados utilizados neste trabalho são do Censo Agropecuário, Florestal e Aquícola 2017, do IBGE, e foram obtidos mediante ingresso autorizado à sala de acesso a dados restritos da instituição. Os resultados, análises e interpretações apresentados são de responsabilidade única dos autores, não representando a visão oficial do IBGE nem estatística oficial.

³ Universidade de Brasília (UnB) – Departamento de Estatística. E-mail: geraldosouza@unb.br

⁴ Embrapa – Secretaria de Inteligência e Relações Estratégicas (Sire). E-mail: eliane.gomes@embrapa.br

⁵ Embrapa – Diretoria Executiva. E-mail: eliseu.alves@embrapa.br

representation was used for the frontier. Technological inputs have the highest relative elasticity, followed by labor and land. The Murphy-Topel correction was used for the variance-covariance matrix. The contextual factors that significantly and positively affect production efficiency are association to cooperatives, financing and the probability of positive net income; the practice of organic agriculture and/or livestock farming negatively affects production efficiency.

Keywords: Murphy-Topel correction, technical efficiency, stochastic frontier, positive net income.

Introdução

Em 2019, a agricultura respondeu por 4,4% do PIB brasileiro (Agência IBGE Notícias, 2020) e o agronegócio, por 21,4% (Cepea, 2020). O Brasil lidera as exportações mundiais de vários produtos. De acordo com os dados mais recentes da FAO (FAO, 2020), em 2017 o Brasil era o maior exportador mundial de café, carnes (bovino, suíno, frango), soja e açúcar refinado; o 2º exportador mundial de milho (atrás dos Estados Unidos); e o 4º de algodão (atrás de Estados Unidos, Índia e Austrália, nessa ordem). Conforme OECD-FAO... (2015), o Brasil pode se tornar o maior fornecedor mundial de alimentos, capaz de suprir a demanda mundial adicional, proveniente principalmente da Ásia.

Segundo dados do Censo Agropecuário de 2017 (IBGE, 2019), existem 5.073.324 estabelecimentos rurais no Brasil e mais de 15 milhões de trabalhadores rurais. Os estabelecimentos com menos de 100 hectares compreendem 89% do total e empregam 80% da força de trabalho rural. A agricultura brasileira é extremamente concentrada em termos de renda: menos de 1% das fazendas foram responsáveis por cerca de 50% do valor total da produção em 2017. Durante muito tempo, a suposição da causa da concentração de alta renda nas áreas rurais do Brasil era a distribuição desigual de terras. No entanto, estudos recentes (Souza et al., 2018; Souza & Gomes, 2019) mostram que o acesso à tecnologia é a principal causa da concentração da produção e, provavelmente, da pobreza rural. Nesse contexto, são necessárias políticas públicas adequadas para melhorar o acesso à tecnologia e aumentar a inclusão produtiva.

Conforme discutido em OECD-FAO... (2019), o principal fator de crescimento da pro-

dutividade na América Latina foi a pesquisa e desenvolvimento (P&D), acompanhada de investimentos na agricultura e assistência técnica/extensão rural aos agricultores – o investimento público em P&D tem sido fundamental para o aumento da produtividade da agropecuária na região. Conforme Moretti (2020), a agricultura brasileira é uma agricultura movida a ciência, e esse fato foi o responsável nas últimas cinco décadas por mudar a condição brasileira de importador para um dos maiores exportadores mundiais de alimentos, fibras e bioenergia.

As relações de produção da agricultura brasileira podem ser avaliadas via modelos de produção que permitem medir seu desempenho (eficiência e/ou produtividade) e identificar os fatores causais. Nesse sentido, é possível revelar caminhos para as políticas públicas melhorarem o desempenho da produção dos estabelecimentos rurais e da agricultura brasileira como um todo.

Muitos estudos tratam do conceito de produtividade e eficiência em agricultura: Färe et al. (1985), Battese (1992), Bravo-Ureta & Pinheiro (1993), Thiam et al. (2001), Pereira et al. (2002), Helfand & Levine (2004), Nkamleu (2004), Fuglie & Schimmelpfennig (2010), Latruffe (2010), O'Donnell (2012), Souza et al. (2013, 2017, 2018), Souza & Gomes (2015, 2019), entre outros – a análise da produtividade total dos fatores (PTF) para a agricultura brasileira pode ser apreciada, por exemplo, nos trabalhos recentes de Gasques et al. (2012, 2014, 2016, 2018).

O objetivo deste estudo é propor um modelo de produção para a agricultura brasileira utilizando os dados do Censo Agropecuário de 2017. A função de produção aqui proposta foi estimada por meio de uma fronteira de produ-

ção estocástica do tipo Cobb-Douglas (Coelli et al., 2005), que modela a renda bruta dos estabelecimentos rurais em função dos insumos trabalho, terra e capital (tecnologia). São consideradas também covariáveis de interesse que afetam a componente de ineficiência técnica. A fronteira de produção foi especificada para a produção agropecuária do estabelecimento rural como um todo, sob hipótese de erros idiossincráticos normais e de ineficiência meia normal. Uma característica inovadora desse modelo foi a construção de uma *proxy* para capital, já que no questionário do censo não há variáveis econômicas (custos) associadas a esse insumo. Igualmente considera-se uma *proxy* para o insumo terra. Uma das covariáveis utilizadas na especificação da ineficiência foi a probabilidade de renda líquida positiva, o que demandou tratamento específico para a estimativa dos desvios padrão das variáveis; a correção de Murphy-Topel (Murphy & Topel, 1985) foi usada para esse fim.

Como o ajuste de observações de produção a modelos de fronteiras de produção demanda forte interação do investigador com o objeto da análise estatística, foi adotada a mesma estratégia de Souza et al. (2013). A análise tomou por base uma amostra aleatória estratificada (Cochran, 1977) de todos os estabelecimentos investigados no censo. A população censitária de 2017 foi estratificada por regiões (Norte, Nordeste, Sudeste, Sul, Centro-Oeste) e classes de renda definidas com base na renda bruta anual dos estabelecimentos. Consideraram-se três classes de renda bruta, com base nos rendimentos mensais em unidades de salário mínimo: (0, 2], (2, 10] e (10, 200]. Foi também incluída a população dos estabelecimentos de renda bruta acima de 200 salários mínimos de média mensal.

Os microdados do censo foram disponibilizados pelo IBGE para uso público em outubro de 2019. A análise aqui descrita foi integralmente feita na sala de acesso a dados restritos do IBGE, em novembro de 2019. Dada a restrição de confidencialidade das respostas dos entrevistados pelo censo, os resultados obtidos passaram por

verificação de conformidade pela área técnica do IBGE antes de serem autorizados para uso. Os resultados aqui apresentados são os que foram liberados/autorizados por aquela instituição em fevereiro de 2020.

Plano amostral

A partir dos arquivos em formato SAS disponibilizados pelo IBGE na sala de acesso a dados restritos, com os microdados do Censo Agropecuário de 2017, foi gerada uma base de dados personalizada do censo para este estudo. Essa base foi obtida pela fusão das bases de microdados referentes a: características dos estabelecimentos, lavoura permanente, silvicultura, pecuária e agroindústria. Para as bases de lavoura permanente, silvicultura, pecuária e agroindústria foram selecionadas apenas as variáveis de interesse. No total, estão disponíveis 5.073.324 observações, referentes ao total de estabelecimentos rurais no País contemplados no censo.

A partir da base criada, foram geradas variáveis derivadas – renda bruta, classes de renda, despesas com insumos, indicador de capital, indicador de terra e índice de Gini, por exemplo. Foram eliminadas as observações com renda bruta nula ou sem informação.

Tomou-se, então, uma amostra aleatória estratificada da população de 3.771.803 estabelecimentos rurais no Censo Agropecuário de 2017 (com valores não nulos para renda bruta e com renda bruta inferior a 200 salários mínimos mensais). A amostra foi obtida admitindo-se alocação proporcional (Cochran, 1977). A escolha da alocação proporcional força a representatividade de todas as classes de renda na amostra. Para seguir o critério usado em Souza et al. (2013), o nível de precisão adotado foi de R\$ 461,38 na estimativa da renda média bruta no censo, com probabilidade de 95%, seguindo o mesmo critério de Souza et al. (2013). O salário mínimo adotado para 2017 foi de R\$ 922,75. Cabe a seguinte observação: o Censo Agropecuário de 2017 tem como período de referência 1º de outubro de 2016 a 30 de

setembro de 2017. Assim, para calcular o salário mínimo mensal correspondente ao período do censo, considerou-se 75% do salário mínimo de 2017 (R\$ 937) e 25% do salário mínimo de 2016 (R\$ 880), o que resulta no valor de R\$ 922,75 mensais.

As classes de renda consideradas em cada região (no-Norte, ne-Nordeste, se-Sudeste, sul-Sul, ce-Centro-Oeste) com base na renda bruta anual em 2017 foram A: (0; 22.146,00]; B: (22.146,00; 110.730,00]; e C: (110.730,00; 2.214.600,00]. A amostra para esses 15 grupos (combinação de cinco regiões e três classes de renda) compreendeu 240.124 estabelecimentos rurais.

O grupo com renda bruta acima de R\$ 2.214.600,00 (200 salários mínimos) foi observado em separado e populacionalmente, ou seja, sem amostragem. Para esse grupo, a população é composta por 24.791 estabelecimentos rurais.

O ajuste de fronteiras de produção depende de observações válidas de renda bruta, efeitos técnicos e utilização de insumos (terra, mão de obra e outros insumos). Estabelecimentos sem informações dos efeitos técnicos de interesse ou com valores nulos de insumos ou renda bruta foram eliminados da análise.

Fronteiras de produção estocástica

A discussão a seguir tem como referências básicas Khumbhakar & Lovell (2000), Coelli et al. (2005), Greene (2011), Souza et al. (2013) e StataCorp (2019). A referência seminal para os modelos de fronteira de produção estocástica é Aigner et al. (1977).

Seja a especificação de uma função de produção real $f(x, z, \theta)$ dependente do vetor de insumos x de dimensão k , do vetor de efeitos contextuais z de dimensão g e de um vetor paramétrico de dimensão finita d . Sem erros

aleatórios e ineficiência, o máximo de produção y_j que pode ser obtido pelo estabelecimento j com o uso de x_j , na presença das covariáveis z_j , é dado por $y_j = f(x_j, z_j, \theta)$.

A ineficiência no processo de produção pressupõe a existência de uma componente estocástica $\eta_j \in (0,1)$ tal que a produção seja dada por $y_j = f(x_j, z_j, \theta)\eta_j$. Se η_j se aproxima de 1, isso significa que a produção do estabelecimento rural é próxima do ótimo definido por $f(x, z, \theta)$. Quando $\eta_j < 1$, o estabelecimento não está produzindo o máximo possível em face da tecnologia disponível para o conjunto de estabelecimentos e incorporada em $f(x, z, \theta)$.

As observações de produção estão sujeitas também a variações aleatórias resultantes de efeitos de *per se* desprezáveis, mas que exibem deslocamentos na produção. É comum, portanto, postular a presença de choques estocásticos na função de produção e presumir a existência de variáveis aleatórias reais v_j , tais que $y_j = f(x_j, z_j, \theta)\eta_j \exp(v_j)$.

A especificação acima é equivalente ao modelo estatístico $\ln y_j = \ln f(x_j, z_j, \theta) + v_j - u_j$, em que u_j é uma variável aleatória não negativa representando a componente de ineficiência do modelo, i.e., $u_j = -\ln(\eta_j)$.

Uma função de produção de uso corrente em teoria de produção é a chamada especificação Cobb-Douglas:⁶

$$f(x, z, \theta) = C \prod_{v=1}^k x_v^{\beta_v} \exp(z'w)$$

Nessa representação, $\theta = (\beta, w)$, sendo $\beta_v > 0$ a elasticidade do insumo x_v . Portanto,

$$\ln(y_j) = \ln(C) + \sum_{v=1}^k \beta_v \ln(x_{v,j}) + \sum_{l=1}^g w_l z_{l,j} + v_j - u_j$$

⁶ Não foi testada a adequabilidade da especificação Cobb-Douglas contra formas mais gerais. A rigor, isso deveria ser feito contra a única forma realmente flexível, que é a Forma Flexível de Fourier. Isso envolveria o uso de restrições paramétricas artificiais e não permitiria comparações com outros estudos, como em Souza & Gomes (2019). Optou-se por fixar a forma mais simples da superfície resposta e testar a adequabilidade do conjunto superfície resposta-distribuição da eficiência.

Especificações estocásticas distintas para as componentes de erro levam a modelos de fronteira alternativos. Admite-se que os v_j são distribuídos independentemente da componente de ineficiência u_j . Representam uma amostra aleatória da distribuição normal, com média zero e variância σ^2 . Para u_j , admitem-se observações independentes provenientes da distribuição exponencial com variância σ_u^2 , da distribuição meia normal proveniente do truncamento positivo da normal com média zero e variância σ_u^2 ou da distribuição normal truncada resultante do truncamento positivo da distribuição normal com média μ e variância δ^2 . As ineficiências são dadas por σ_u^2 para a distribuição exponencial, por $\sqrt{2/\pi} \sigma_u$ para a distribuição meia normal, e por $\mu + \phi\lambda$, com $\lambda = \phi(\mu/\delta)/\Phi(\mu/\delta)$, para a distribuição normal truncada, em que $\phi(\cdot)$ e $\Phi(\cdot)$ são as funções densidade de probabilidades e de distribuição de probabilidades da normal padrão.

O vetor de parâmetros θ do modelo é estimado para n observações (estabelecimentos rurais) pelo método de máxima verossimilhança. O processo de inferência estatística é válido assintoticamente. Para obter a estimativa de estimativa $\hat{\theta}$ do vetor θ , otimizam-se as seguintes funções log-verossimilhanças (StataCorp, 2019):

Modelo normal-exponencial

$$L(\theta^*) = \sum_{j=1}^n \left\{ -\ln \sigma_u + \frac{\sigma^2}{2\sigma_u^2} + \ln \left(\frac{-\varepsilon_j - \frac{\sigma^2}{\sigma_u}}{\sigma} \right) + \frac{\varepsilon_j}{\sigma} \right\}$$

Modelo normal-meia normal

$$L(\theta^*) = \sum_{j=1}^n \left\{ \frac{1}{2} \ln \left(\frac{2}{\pi} \right) - \ln(\sigma_s) + \ln \left(-\frac{\rho \varepsilon_j}{\sigma_s} \right) - \frac{\varepsilon_j^2}{2\sigma_s^2} \right\}$$

Modelo normal-normal truncada

$$L(\theta^*) = \sum_{j=1}^n \left\{ \frac{1}{2} \ln(2\pi) - \ln(\sigma_s) - \ln \Phi \left(\frac{\mu}{\sigma_s \sqrt{\gamma}} \right) + \ln \Phi \left(\frac{(1-\gamma)\mu - \gamma \varepsilon_j}{\sigma_s \sqrt{\gamma}(1-\gamma)} \right) \right\} \sum_{j=1}^n \left\{ \frac{1}{2} \left(-\frac{\varepsilon_j + \mu}{\sigma_s} \right)^2 \right\}$$

Nas expressões acima, $e_j = j_v - u_j$ representa a diferença $\ln y_j - \ln f(x_j, z_j, \theta)$ entre a variável resposta e a parte determinística do modelo, $\sigma_s^2 = \sigma^2 + \sigma_u^2$, $\rho = \sigma_u/\sigma$ e $\gamma = \sigma_u^2/\sigma_s^2$. O parâmetro θ' inclui θ e a parametrização adicional usada na componente de ineficiência.

Efeitos associados a variáveis contextuais que afetam a eficiência técnica são modelados pelos parâmetros envolvidos nas especificações das distribuições associadas à ineficiência. Nos casos exponencial e meia normal, postula-se que $\sigma_u^2 = \exp(m'b)$, em que m é um vetor de covariáveis, e b é o vetor de efeitos correspondentes. Para a distribuição normal truncada, postula-se $\mu = m'b$. O valor esperado da ineficiência em qualquer caso é uma função monótona do construto linear $m'b$. Heteroscedasticidade na componente v é obtida impondo um tipo análogo de especificação para σ^2 . Tal opção é tipicamente utilizada nas especificações exponencial e meia normal e não está disponível em (StataCorp, 2019) para a normal truncada.

O modelo escolhido aqui (os demais não convergiram) foi o definido pela especificação normal-meia normal, com a consideração de variáveis contextuais nas duas componentes de erro e na função de produção. Nesse contexto, a medida de eficiência técnica te_j é estimada por (StataCorp, 2019) :

$$te_j = \{ [1 - \Phi(\sigma_s - \mu_{*j}/\sigma_s)] / [1 - \Phi(-\mu_{*j}/\sigma_s)] \} \exp(-\mu_{*j} + 1/2\sigma_s^2),$$

onde $\mu_j = -\varepsilon_j (\sigma_u^2/\sigma_s^2)$, $s^* = \sigma_u \sigma/\sigma_s$

Neste estudo, o termo de erro u_j é a componente de ineficiência técnica com distribuição meia normal com variância dependente dos efeitos técnicos contextuais – probabilidade de renda líquida positiva (p), orientação técnica, cooperativas, cadastro ambiental rural, alfabetização, agricultura e/ou pecuária orgânicas, financiamento, acrescidos das variáveis indicadores regionais.

A probabilidade de renda líquida positiva (p) foi estimada externamente por uma regressão com variável dependente binária em que se supõe $p = \Phi(l'c)$, sendo c um vetor de parâme-

tros, e l é definido com o uso de um conjunto de variáveis instrumentais. Nessa regressão, p é uma variável binária que assume o valor 1 para estabelecimento com renda líquida positiva e 0 para os outros casos. A função $\Phi(\cdot)$ é a função de distribuição de probabilidades da normal padrão.

O uso da variável p na modelagem da componente de ineficiência demanda tratamento específico para a estimativa dos desvios padrão. Essa variável guarda potencial endogeneidade com a variável resposta (renda bruta) e, por isso, a matriz de variância-covariância deve ser corrigida. Para esse fim, foi usada a correção descrita em Murphy & Topel (1985). Aqui, endogeneidade é entendida como a correlação de uma variável com o termo v_j . A correção da matriz de variância-covariância é brevemente descrita a seguir.

Seja $\hat{\delta}$ a estimativa de máxima verossimilhança obtida a partir da regressão de variáveis instrumentais ($p = \Phi(l'c)$, $c = \delta$), com matriz de variância \hat{V}_1 . A função de verossimilhança é $f_1(l, \delta)$. Seja $\hat{\theta}$ o estimador de máxima verossimilhança resultante do modelo de fronteira obtido fazendo $p = \Phi(l'\hat{\delta})$ e supondo esse valor conhecido. A matriz de variância é \hat{V}_2 e a função de verossimilhança é $f_2(x, \theta, p)$. O vetor x inclui insumos e covariáveis. Seguindo Greene (2011, p.537), definem-se \hat{C} e \hat{R} por

$$\hat{C} = 1/n \sum_{i=1}^n (\partial \ln f_{2i} / \partial \hat{\theta}) (\partial \ln f_{2i} / \partial \hat{\delta})'$$

$$\hat{R} = 1/n \sum_{i=1}^n (\partial \ln f_{2i} / \partial \hat{\theta}) (\partial \ln f_{1i} / \partial \hat{\delta})'$$

A matriz de variância corrigida \hat{V} é dada por

$$\hat{V} = 1/n [\hat{V}_2 + \hat{V}_2 (\hat{C} \hat{V}_1 \hat{C}' - \hat{R} \hat{V}_1 \hat{R}' - \hat{C} \hat{V}_1 \hat{R}') \hat{V}_2]$$

Os cálculos utilizados na determinação de \hat{V} foram efetuados na sala de acesso a dados restritos do IBGE com os softwares Stata e SAS.

Dados

Como descrito anteriormente, da população de 5.073.324 estabelecimentos rurais investigados no Censo Agropecuário de 2017, utilizou-se aqui uma amostra estratificada de 240.124 observações para os 15 estratos de renda bruta X região, e 24.791 observações com renda bruta superior a 200 salários mínimos mensais.

A variável resposta da função de produção é a receita bruta declarada da agricultura (soma de receitas de origem animal, receitas de origem vegetal e receita da agroindústria), e os insumos são terra, mão de obra e insumos tecnológicos. O trabalho é medido como a soma de despesa com salário e despesa com contratação de serviços. As despesas com os insumos terra e tecnologia não estão disponíveis diretamente nos dados do censo; para elas, foram construídas *proxies* apropriadas. Como *proxy* para a terra, considerou-se a soma da área utilizada na agricultura nos estabelecimentos com a terra arrendada. Para a tecnologia (insumos tecnológicos), adotou-se um modelo fatorial aplicado a várias variáveis. Um único escore tecnológico foi obtido pela média ponderada das classificações (*ranks*) dessas variáveis. Os pesos aplicados foram as comunalidades relativas derivadas do modelo fatorial. Dois fatores foram retidos com o uso da regra do valor próprio mínimo = 1. Os insumos tecnológicos incluem: despesas com sementes de mudas, sal, ração, medicamentos, adubos, corretivos, agrotóxicos; despesas com combustíveis, energia elétrica, outras despesas, transporte da produção; capacidade de armazéns, infláveis, graneleiros, silos; número de tratores, semeadeiras ou plantadeiras, colheitadeiras, adubadeiras ou distribuidoras de calcário; número de caminhões, utilitários, automóveis, motos, aviões e aeronaves de uso agrícola; quantitativo de animais (bovinos, bubalinos, equinos, asininos, muares, suínos, caprinos, ovinos, galinhas, galos, frangas, frangos e pintos, codornas, patos, gansos, marrecos, perdizes e faisões, coelhos, perus, avestruzes); patrimônio (caixas de abelha, total de pés de lavouras permanentes, total de pés de silvicultura).

Todas as variáveis de produção (inclusive a variável dependente) foram medidas em *rank* e transformadas para a escala logarítmica. Essas transformações permitem minimizar questões de escala e emprestam propriedades não paramétricas às análises (Conover, 1999).

Na modelagem da componente de ineficiência, foram consideradas as seguintes variáveis contextuais, medidas no censo como variáveis indicadoras (0-1): o estabelecimento recebe orientação de técnico especializado em agropecuária; o produtor é associado à cooperativa; o estabelecimento possui cadastro ambiental rural; o produtor sabe ler e escrever (alfabetização); faz agricultura orgânica e/ou pecuária orgânica; obteve financiamentos.

Assim como em Souza et al. (2013), foi também considerada como variável contextual a probabilidade de o estabelecimento ter renda líquida positiva (p). A renda líquida foi calculada como a diferença entre a renda bruta (conforme definido em parágrafos anteriores) e a despesa total (variável calculada pelo IBGE, disponível na base de microdados do censo). A probabilidade de renda líquida positiva foi estimada externamente por meio de uma regressão com variável dependente binária, em que se supõe que $p = \Phi(l'c)$, c é um vetor de parâmetros, e l é definido com o uso de um conjunto de variáveis instrumentais. A função $\Phi(\cdot)$ é a função de distribuição de probabilidades da normal padrão.

Resultados estatísticos

Aspectos descritivos

A mediana da renda é mais intensa no Centro-Oeste, seguido pelo Sul, Norte, Sudeste e Nordeste. A variação é menor no Centro-Oeste e no Sul. A maior variação ocorre no Nordeste. Os valores medianos do Norte e Sudeste não diferem muito. Capital/tecnologia segue a mesma ordem. O Centro-Oeste domina claramente. O Norte tem a maior variabilidade. O uso da terra é mais intenso no Centro-Oeste, seguido pelo

Norte, Sudeste, Nordeste e Sul. O Centro-Oeste e o Norte dominam e mostram variações menores. O trabalho é mais intenso no Centro-Oeste, seguido pelo Sudeste, Sul, Norte e Nordeste. O Centro-Oeste tem também a menor variabilidade. A evidência resultante das observações das estatísticas descritivas dos fatores de produção é a clara dominância do Centro-Oeste e Sul.

Observa-se o domínio do Sul em quase todas as covariáveis, seguido pelo Sudeste e Centro-Oeste, em termos da mediana. A exceção é na variável renda líquida positiva, para a qual o Norte exhibe maior proporção de estabelecimentos com essa característica. O Nordeste, tipicamente, mostra medianas mais baixas, exceto em orgânicos e financiamento – nesses casos, com valores similares aos do Norte.

A Tabela 1 mostra os valores totais e percentuais do quantitativo de estabelecimentos, renda bruta dos estabelecimentos e área total dos estabelecimentos segundo os estratos (classe de renda e região). São aqui considerados os estabelecimentos com renda bruta e área total não nulos, num total de 3.796.594 estabelecimentos (3.771.803 de renda bruta igual ou inferior a 200 salários mínimos + 24.791 de renda acima de 200 salários mínimos). Nota-se que as áreas médias por estabelecimento são maiores nos estratos de maior renda. O Nordeste possui a menor renda bruta média no estrato de renda inferior e a maior no estrato de renda superior. O Centro-Oeste concentra os maiores valores percentuais de área total e renda bruta e o menor valor do percentual de estabelecimentos. O Nordeste exhibe o maior percentual de estabelecimentos, enquanto o Norte apresenta o menor valor para percentual de renda bruta e o Sul, para percentual de área total.

A Tabela 2 mostra o quantitativo de estabelecimentos e o percentual em relação ao total do País, por estrato (renda bruta X região), considerando as categorias de área total até 100 hectares e maior do que 100 hectares. Cerca de 90% dos estabelecimentos do País possuem área total abaixo de 100 ha. O Nordeste concentra os estabelecimentos de área total menor do que

Tabela 1. Número de estabelecimentos, renda bruta (R\$) e área total (ha) por estrato.

Região	Classe de renda	Variável	Total	Percentual em relação ao total	Valor médio (por estabelecimento)
Centro-Oeste	A	Estabelecimentos	124.636	3,28	
		Renda bruta	1.070.188.682	0,26	8.587
		Área total	5.950.350	2,00	48
	B	Estabelecimentos	91.990	2,42	
		Renda bruta	4.702.032.900	1,16	51.115
		Área total	12.491.684	4,20	136
	C	Estabelecimentos	52.432	1,38	
		Renda bruta	25.008.587.211	6,18	476.972
		Área total	41.147.722	13,83	785
	> 200 sm	Estabelecimentos	8.912	0,23	
		Renda bruta	85.935.055.866	21,23	9.642.623
		Área total	35.741.193	12,02	4.010
Nordeste	A	Estabelecimentos	1.381.393	36,39	
		Renda bruta	5.592.110.896	1,38	4.048
		Área total	24.944.777	8,39	18
	B	Estabelecimentos	143.254	3,77	
		Renda bruta	6.477.454.351	1,60	45.217
		Área total	12.260.504	4,12	86
	C	Estabelecimentos	31.449	0,83	
		Renda bruta	10.566.150.348	2,61	335.977
		Área total	11.615.254	3,91	369
	> 200 sm	Estabelecimentos	2.100	0,06	
		Renda bruta	23.228.548.815	5,74	11.061.214
		Área total	8.409.706	2,83	4.005
Norte	A	Estabelecimentos	353.755	9,32	
		Renda bruta	2.476.650.514	0,61	7.001
		Área total	14.700.042	4,94	42
	B	Estabelecimentos	111.613	2,94	
		Renda bruta	5.192.409.187	1,28	46.522
		Área total	14.390.222	4,84	129
	C	Estabelecimentos	26.620	0,70	
		Renda bruta	9.166.413.107	2,26	344.343
		Área total	19.159.223	6,44	720
	> 200sm	Estabelecimentos	1.410	0,04	
		Renda bruta	10.878.442.975	2,69	7.715.208
		Área total	7.497.170	2,52	5.317

Continua...

Tabela 1. Continuação.

Região	Classe de renda	Variável	Total	Percentual em relação ao total	Valor médio (por estabelecimento)
Sudeste	A	Estabelecimentos	404.125	10,64	
		Renda bruta	3.107.398.853	0,77	7.689
		Área total	8.622.646	2,90	21
	B	Estabelecimentos	234.191	6,17	
		Renda bruta	11.873.275.020	2,93	50.699
		Área total	12.254.759	4,12	52
	C	Estabelecimentos	100.148	2,64	
		Renda bruta	37.663.978.116	9,30	376.083
		Área total	18.919.536	6,36	189
	> 200sm	Estabelecimentos	6.345	0,17	
		Renda bruta	57.075.766.354	14,10	8.995.393
		Área total	10.198.583	3,43	1.607
Sul	A	Estabelecimentos	303.933	8,01	
		Renda bruta	2.377.962.398	0,59	7.824
		Área total	4.612.576	1,55	15
	B	Estabelecimentos	268.410	7,07	
		Renda bruta	14.602.653.338	3,61	54.404
		Área total	7.954.538	2,67	30
	C	Estabelecimentos	143.854	3,79	
		Renda bruta	51.490.165.896	12,72	357.934
		Área total	18.334.208	6,16	127
	> 200sm	Estabelecimentos	6.024	0,16	
		Renda bruta	36.368.361.123	8,98	6.037.245
		Área total	8.234.435	2,77	1.367
Total	Estabelecimentos	3.796.594	100,00		
Renda bruta	404.853.605.950	100,00	106.636		
Área total	297.439.130	100,00	78		

A = [0,2) salários mínimos mensais; B = [2, 10) salários mínimos mensais; C = [10, 200) salários mínimos mensais; > 200 sm = acima de 200 salários mínimos mensais. Percentual calculado em relação ao total da amostra.

Elaborado a partir dos microdados do Censo Agropecuário de 2017 (análises e compilações realizadas na sala de acesso restrito do IBGE, processo nº 0001727.00000215/2018-13).

100 ha, e o Sul tem a menor quantidade percentual de estabelecimentos de área acima de 100 ha.

A Tabela 3 mostra os valores do índice de concentração de Gini (renda bruta) por região e por categoria de área total (até 100 ha e acima de 100 ha). Nota-se que as maiores concentrações de renda estão no Centro-Oeste e Nordeste, o que

coincide com o deslocamento da fronteira agrícola no País. O índice de Gini para o País, corrigido por grau de liberdade, é da ordem de 0,904.

Fronteira de produção

Uma fronteira de produção estocástica foi ajustada aos dados da agricultura brasileira,

Tabela 2. Número de estabelecimentos por classe de área total e estrato.

Região	Classe de renda	Variável	Área total ≤ 100 ha	Área total > 100 ha	Total
Centro-Oeste	A	Estabelecimentos	330.108	23.647	353.755
		Percentual em relação ao total	8,69	0,62	9,32
	B	Estabelecimentos	81.893	29.720	111.613
		Percentual em relação ao total	2,16	0,78	2,94
	C	Estabelecimentos	7.232	19.388	26.620
		Percentual em relação ao total	0,19	0,51	0,7
Nordeste	A	Estabelecimentos	1.344.852	36.541	1.381.393
		Percentual em relação ao total	35,42	0,96	36,39
	B	Estabelecimentos	116.538	26.716	143.254
		Percentual em relação ao total	3,07	0,7	3,77
	C	Estabelecimentos	15.843	15.606	31.449
		Percentual em relação ao total	0,42	0,41	0,83
Norte	A	Estabelecimentos	392.380	11.745	404.125
		Percentual em relação ao total	10,34	0,31	10,64
	B	Estabelecimentos	207.024	27.167	234.191
		Percentual em relação ao total	5,45	0,72	6,17
	C	Estabelecimentos	59.607	40.541	100.148
		Percentual em relação ao total	1,57	1,07	2,64
Sudeste	A	Estabelecimentos	300.161	3.772	303.933
		Percentual em relação ao total	7,91	0,1	8,01
	B	Estabelecimentos	257.339	11.071	268.410
		Percentual em relação ao total	6,78	0,29	7,07
	C	Estabelecimentos	105.161	38.693	143.854
		Percentual em relação ao total	2,77	1,02	3,79
Sul	A	Estabelecimentos	115.582	9.054	124.636
		Percentual em relação ao total	3,04	0,24	3,28
	B	Estabelecimentos	66.453	25.537	91.990
		Percentual em relação ao total	1,75	0,67	2,42
	C	Estabelecimentos	13.952	38.480	52.432
		Percentual em relação ao total	0,37	1,01	1,38
> 200sm	Estabelecimentos	2.653	22.138	24.791	
	Percentual em relação ao total	0,07	0,58	0,65	
Total	Estabelecimentos	3.416.778 ⁽¹⁾	379.816	3.796.594	
	Percentual em relação ao total	90,00	10,00	100,00	

A = [0,2] salários mínimos mensais; B = [2, 10] salários mínimos mensais; C = [10, 200] salários mínimos mensais; > 200sm = acima de 200 salários mínimos mensais. Percentual calculado sobre o total da amostra.

⁽¹⁾ Esta tabela foi construída a partir de uma base municipal criada na sala de acesso restrito do IBGE. Linhas com número de observações menor do que três não são liberadas pelo IBGE. Por isso, esse valor é inferior ao total de estabelecimentos das tabelas anteriores (3.796.594).

Elaborado a partir dos microdados do Censo Agropecuário de 2017 (análises e compilações realizadas na sala de acesso restrito do IBGE, processo nº 0001727.00000215/2018-13).

Tabela 3. Índice de concentração de Gini por região e por categoria de área total.

Região	Área	Gini			
		Média	Desvio padrão	Mínimo	Máximo
Centro-Oeste	Global	0,8510	0,0774	0,4499	0,9802
	Área total > 100 ha	0,7208	0,1046	0,2576	0,9794
	Área total ≤ 100 ha	0,7742	0,0957	0,3853	0,9779
Nordeste	Global	0,8457	0,0841	0,4677	0,9966
	Área total > 100 ha	0,8028	0,0926	0,3776	0,9949
	Área total ≤ 100 ha	0,7400	0,1290	0,1594	0,9962
Norte	Global	0,7919	0,1079	0,4778	0,9895
	Área total > 100 ha	0,6869	0,1056	0,3956	0,9865
	Área total ≤ 100 ha	0,7636	0,1152	0,3642	0,9960
Sudeste	Global	0,8184	0,0918	0,3465	0,9894
	Área total > 100 ha	0,7554	0,0921	0,3336	0,9966
	Área total ≤ 100 ha	0,7246	0,1240	0,2415	1,0000
Sul	Global	0,7698	0,1054	0,3465	0,9889
	Área total > 100 ha	0,7096	0,1056	0,3457	0,9931
	Área total ≤ 100 ha	0,6113	0,1721	0,1451	1,0000

Elaborado a partir dos microdados do Censo Agropecuário de 2017 (análises e compilações realizadas na sala de acesso restrito do IBGE, processo nº 0001727.00000215/2018-13).

conforme amostra de microdados do Censo Agropecuário de 2017. A função de produção é definida seguindo a especificação da seção *Fronteiras de produção estocástica* e tem a forma

$$\ln(y_j) = \beta_0 + \beta_1 \ln(xtrab_j) + \beta_2 \ln(xterra_j) + \beta_3 \ln(xtec_j) + \beta_4 D_{1j} + \beta_5 D_{2j} + \beta_6 D_{3j} + \beta_7 D_{4j} + v_j + u_j$$

Nessa expressão, \ln é o log neperiano; y , a renda bruta; $xtrab$, gastos com mão de obra; $xterra$, gastos com terra; e $xtec$, gastos com insumos tecnológicos. As variáveis D são indicadoras regionais, com a eliminação de uma região, o Centro-Oeste, para evitar singularidade. As componentes v_j e u_j são as componentes de erro aleatório e de ineficiência do modelo. A representação com convergência foi a normal-meia normal, e o ajuste é levado a efeito tendo como variável resposta o log do *rank* da renda bruta.

O erro aleatório v_j tem distribuição normal, com média zero e variância dependente da combinação de classes de renda/regiões (estratos). A dependência na classe de renda leva em conta a heteroscedasticidade herdada do plano amostral. Desse modo, controla-se a variabilidade regional na função de produção e dos estratos na variância do erro.

O erro u_j , conforme mencionado, é a componente de ineficiência técnica com distribuição meia normal e variância dependente das covariáveis probabilidade de renda líquida positiva (p), orientação técnica, cooperativas, cadastro ambiental rural, alfabetização, agricultura e/ou pecuária orgânicas, financiamento, acréscimos das variáveis indicadores regionais.

A parte sistemática do modelo representa, portanto, uma função de produção na família Cobb-Douglas. O modelo foi ajustado a uma amostra aleatória de 129.318 produtores rurais com observações válidas (não nulas nas variáveis envolvidas) pelo método de máxima verossimi-

lhança. Foi também estimada uma fronteira de produção estocástica eliminando os estabelecimentos com renda bruta superior a 200 salários mínimos mensais (para essa análise, omitiu-se o estrato Cco na componente de erro idiossincrático). O número de observações foi assim reduzido para 105.080. A Tabela 4 mostra os resultados estatísticos (valores dos coeficientes) dessas duas estimativas (considerando todos os estratos de renda bruta e eliminando os estabelecimentos de renda bruta superior a 200 salários mínimos men-

saís). Como representatividade do ajuste econométrico, considerou-se a correlação entre valores observados e preditos. Para a primeira regressão, o valor foi 82,9%; para a segunda, 72,3%.

Na Tabela 4, observa-se que o financiamento exerce a maior influência na redução da ineficiência técnica (em valores absolutos), seguido de orientação técnica e associação a cooperativas. Nota-se também que, de modo geral, a influência do aumento da terra na renda bruta é relativa-

Tabela 4. Resultados da estimação dos modelos de fronteira de produção estocástica (coeficientes).

	Coeficiente da regressão	
	Todos os estratos de renda bruta	Eliminando renda bruta > 200 sm
Renda bruta (função de produção)		
Trabalho	0,4567	0,2598
Terra	0,1638	0,1139
Tecnologia	0,5350	0,5775
Norte	-0,9239	-0,0300
Nordeste	-1,4736	-0,5352
Sudeste	-0,9305	-0,0585
Sul	-0,7110	0,0686
Constante	0,0790	0,6812
Insig2v (componente de erro idiossincrático)		
Ano	-1,6792	-0,7795
Bno	-2,2882	-1,7293
Cno	-1,6648	-0,1050
Ane	-2,0167	-1,0481
Bne	-2,2290	-1,4375
Cne	-1,1109	0,3576
Ase	-2,7347	-1,7021
Bse	-2,5288	-2,2293
Cse	-1,9399	-0,2316
Asul	-3,0745	-2,2605
Bsul	-2,6061	-2,3602
Csul	-1,8593	-0,2200
Aco	-2,6982	-1,8157
Bco	-1,8058	-2,5018
Cco	-2,4012	-
Constante	1,7042	0,6974

Continua...

Tabela 4. Continuação.

	Coeficiente da regressão	
	Todos os estratos de renda bruta	Eliminando renda bruta > 200 sm
Insig2u (componente de ineficiência)		
<i>p</i>	-6,6425	-7,3160
Norte	-0,3941	0,5830
Nordeste	-1,5027	-0,4208
Sudeste	-0,7581	0,0066
Sul	-0,7155	0,1379
Orientação técnica	-0,4340	-0,4262
Cooperativa	-0,2824	-0,3522
CAR	0,0110	-0,0732
Alfabetização	-0,0134	-0,1404
Orgânico	0,1259	0,0796
Financiamento	-0,7140	-0,7007
Constante	4,9966	4,3824

Elaborado a partir dos microdados do Censo Agropecuário de 2017 (análises e compilações realizadas na sala de acesso restrito do IBGE, processo nº 0001727.00000215/2018-13).

mente pequena. Os insumos tecnológicos têm a maior participação relativa (Tabela 5), seguidos de trabalho – a importância é ainda maior quando se desconsidera o estrato de renda bruta superior a 200 salários mínimos –, resultado que traz implicações para a difusão de tecnologias: os produtores que não tiverem condições de usar os insumos tecnológicos ficarão à margem do processo de produção. Aqui, cabe considerar não só as ações de assistência técnica e extensão rural, mas também de melhoria da qualificação da mão de obra,

principalmente sob o paradigma das tecnologias emergentes, da conectividade e da digitalização no campo. Quando se consideram todos os estratos, a agricultura brasileira opera sob retornos crescentes à escala; no segundo caso, a tecnologia opera sob retornos decrescentes à escala. Um teste formal da hipótese de retornos constantes foi feito para a amostra completa. Não há evidência suficiente para a rejeição da hipótese com a correção de Murphy-Topel. Condicionalmente a *p*, as afirmações sobre retornos são significantes a 1%.

Tabela 5. Elasticidades relativas das variáveis de produção e retorno à escala.

	Todos os estratos de renda bruta		Eliminando renda bruta > 200 sm	
	Coeficiente	Proporção em relação à soma das elasticidades	Coeficiente	Proporção em relação à soma das elasticidades
Trabalho	0,4567	0,3953	0,2598	0,2731
Terra	0,1638	0,1417	0,1139	0,1198
Tecnologia	0,5350	0,4630	0,5775	0,6071
Retorno	1,1555	1,0000	0,9512	1,0000

Elaborado a partir dos microdados do Censo Agropecuário de 2017 (análises e compilações realizadas na sala de acesso restrito do IBGE, processo nº 0001727.00000215/2018-13).

Nesse contexto, também o são todos os coeficientes de regressão da Tabela 4, com exceção de CAR e alfabetização, na primeira coluna, e orgânico, na segunda (componente de efeitos na eficiência técnica).

Conforme discutido, o uso da variável probabilidade de renda líquida positiva (p) na modelagem da componente de ineficiência demanda tratamento específico para a estimativa dos des-

vios padrão. A matriz de variância-covariância foi corrigida segundo a proposta de Murphy & Topel (1985). A Tabela 6 mostra os resultados para a amostra com todos os estratos de renda bruta/região. Observa-se que, com a correção da matriz de variância-covariância, as variáveis que afetam significativamente a ineficiência são p , cooperativa, financiamento e orgânico, sendo a última no sentido de aumento da ineficiência técnica e as demais no sentido de redução.

Tabela 6. Resultados da estimação do modelo de fronteira de produção estocástica com a correção de Murphy-Topel (amostra com todos os estratos de renda bruta).

	Coeficiente	Desvio padrão (Murphy-Topel)	P > z (Murphy-Topel)	Intervalo de confiança 95% (Murphy-Topel)	
Renda bruta (função de produção)					
Trabalho	0,4567	0,1394	0,0011	0,1835	0,7300
Terra	0,1638	0,0145	0,0000	0,1353	0,1922
Tecnologia	0,5350	0,0226	0,0000	0,4907	0,5794
Norte	-0,9239	0,0134	0,0000	-0,9501	-0,8977
Nordeste	-1,4736	0,2267	0,0000	-1,9179	-1,0293
Sudeste	-0,9305	0,1990	0,0000	-1,3206	-0,5405
Sul	-0,7110	0,0990	0,0000	-0,9051	-0,5169
Constante	0,0790	0,1405	0,5740	-0,1964	0,3544
Insig2v (componente de erro idiossincrático)					
Ano	-1,6792	0,0618	0,0000	-1,8003	-1,5581
Bno	-2,2882	0,1640	0,0000	-2,6095	-1,9668
Cno	-1,6649	0,1407	0,0000	-1,9405	-1,3892
Ane	-2,0167	0,0933	0,0000	-2,1996	-1,8338
Bne	-2,2290	0,2701	0,0000	-2,7583	-1,6997
Cne	-1,1109	0,0932	0,0000	-1,2935	-0,9282
Ase	-2,7347	0,0321	0,0000	-2,7976	-2,6719
Bse	-2,5288	0,8210	0,0021	-4,1379	-0,9197
Cse	-1,9399	0,3208	0,0000	-2,5687	-1,3111
Asul	-3,0745	0,2087	0,0000	-3,4836	-2,6654
Bsul	-2,6061	1,2485	0,0369	-5,0531	-0,1591
Csul	-1,8593	0,2574	0,0000	-2,3638	-1,3548
Aco	-2,6982	0,1506	0,0000	-2,9933	-2,4031
Bco	-1,8059	4,8717	0,7109	-11,3544	7,7427
Cco	-2,4012	0,7543	0,0015	-3,8795	-0,9228
Constante	1,7042	0,6359	0,0074	0,4579	2,9505

Continua...

Tabela 6. Continuação.

	Coeficiente	Desvio padrão (Murphy-Topel)	P > z (Murphy-Topel)	Intervalo de confiança 95% (Murphy-Topel)	
Insig2u (componente de ineficiência)					
ρ	-6,6425	1,1236	0,0000	-8,8448	-4,4402
Norte	-0,3942	2,5691	0,8781	-5,4296	4,6413
Nordeste	-1,5027	0,7036	0,0327	-2,8817	-0,1238
Sudeste	-0,7581	0,2447	0,0020	-1,2378	-0,2785
Sul	-0,7155	0,2913	0,0141	-1,2866	-0,1445
Orientação técnica	-0,4340	0,3823	0,2563	-1,1832	0,3153
Cooperativa	-0,2824	0,1241	0,0229	-0,5256	-0,0392
CAR	0,0111	0,1677	0,9475	-0,3176	0,3397
Alfabetização	-0,0134	0,0303	0,6587	-0,0728	0,0460
Orgânico	0,1259	0,0260	0,0000	0,0749	0,1768
Financiamento	-0,7140	0,1550	0,0000	-1,0177	-0,4102
Constante	4,9966	0,2239	0,0000	4,5577	5,4355

Elaborado a partir dos microdados do Censo Agropecuário de 2017 (análises e compilações realizadas na sala de acesso restrito do IBGE, processo nº 0001727.00000215/2018-13).

Hazarika & Alwang (2003); Latruffe (2005); Blancard et al. (2006); Fletschner et al. (2010); e Islam et al. (2011), entre outros, avaliaram o efeito do financiamento (crédito) no desempenho agrícola. Em OECD-FAO... (2015), há uma breve discussão sobre o papel do financiamento agrícola para apoiar os produtores agrícolas brasileiros, destacando que esse é o principal instrumento de suporte aos produtores rurais (juntamente com políticas de preços e de seguros) e está disponível tanto a produtores comerciais quanto a produtores familiares de pequena escala.

Sueyoshi (1999); Chen et al. (2013); Godoy-Durán et al. (2017); e Guanzioli & Vinchon (2019) estão entre os que estudaram o efeito de cooperativas e associações de produtores no desempenho agrícola. Conforme OECD-FAO... (2019), o desempenho agrícola beneficia-se da construção de capital humano e social, com impacto na melhoria das habilidades gerenciais e organizacionais dos produtores, que passam a responder mais prontamente às mudanças de tecnologia e de condições do mercado. Nesse

sentido, as cooperativas agrícolas exercem importante papel (OECD-FAO..., 2019).

O efeito da probabilidade de renda líquida positiva foi estudado por Souza et al. (2013), com dados do Censo Agropecuário de 2006 – como aqui, com forte associação à eficiência técnica. Esses autores argumentam que essa variável é dependente do conhecimento dos agricultores, que, por sua vez, tem influência da extensão rural e da assistência técnica.

A associação negativa entre a prática de agricultura e/ou pecuária orgânica e a eficiência técnica não é estranha na literatura. Malá (2011), Tiedemann & Latacz-Lohmann (2013), Gutiérrez et al. (2017) e Lakner et al. (2018) encontraram valores menores de eficiência da produção orgânica em relação à convencional. Matulová & Cechura (2016) verificaram associação negativa entre a prática orgânica e a medida de eficiência técnica. Já na avaliação da produção de oliveiras na Grécia conduzida por Tzouvelekas et al. (2001), o desempenho da agricultura orgânica foi superior ao da agricultura convencional. Kostlivý & Fuksová (2019) afirmam que o tipo de

produto e o tamanho das fazendas influenciam a rentabilidade, o desempenho econômico e a comparabilidade entre as produções orgânica e convencional, e que a eficiência técnica da agricultura orgânica tende a ser crescente no longo prazo.

Considerações finais

Os modelos de fronteira de produção estocástica ajustados apresentaram boa concordância entre valores preditos e observados e estimaram as elasticidades das funções de produção com sinal correto. A correlação observada para o modelo geral ajustado para o Censo Agropecuário de 2017 considerando todos os estratos de renda é de 82,9%. A exclusão dos estabelecimentos com renda bruta superior a 200 salários mínimos mensais produz o valor 72,3% para a mesma quantidade.

O tamanho relativo das elasticidades estimadas indica a dominância dos insumos tecnológicos na melhora da produção, seguidos de mão de obra e terra. Esse fato é acentuado no ajuste que desconsidera os estabelecimentos de maior renda bruta. Esse resultado tem implicações para as políticas públicas, pois mostra que estabelecimentos que não fazem uso de tecnologia poderão ficar à margem do processo produtivo.

Considerando as estimativas com a correção de Murphy-Topel para a matriz de variância-covariância do modelo que considera todos os estratos de renda bruta, a ineficiência de produção é afetada significativa e positivamente (sentido de redução) pelas variáveis probabilidade de renda líquida positiva, associação a cooperativas e obtenção de financiamento. Segundo esse modelo, a prática de produção orgânica aumenta a ineficiência.

A renda líquida é uma medida de eficiência e divide o universo de estabelecimentos rurais em duas categorias: eficientes, quando é positiva ou nula, e ineficientes, quando é negativa. Nesse contexto, a probabilidade de renda líquida posi-

tiva é uma componente de suma importância na caracterização da eficiência técnica da produção agrícola para qualquer tipo de agricultura.

Referências

AGÊNCIA IBGE NOTÍCIAS. **GDP grows 1.1% in 2019 and closes the year at R\$7.3 trillion**. 2020. Disponível em: <<https://agenciadenoticias.ibge.gov.br/en/agencia-press-room/2185-news-agency/releases-en/27008-gdp-grows-1-1-in-2019-and-closes-the-year-at-r-7-3-trillion>>. Acesso em: 6 mar. 2020.

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. DOI: [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(77\)90052-5](https://doi.org/10.1016/0304-4076(77)90052-5).

BATTESE, G.E. Frontier production functions and technical efficiency: a survey of empirical applications in agricultural economics. **Agricultural Economics**, v.7, p.185-208, 1992. DOI: [https://doi.org/10.1016/0169-5150\(92\)90049-5](https://doi.org/10.1016/0169-5150(92)90049-5).

BLANCARD, S.; BOUSSEMART, J.-P.; BRIEC, W.; KERSTENS, K. Short- and long-run credit constraints in French agriculture: a directional distance function framework using expenditure-constrained profit functions. **American Journal of Agricultural Economics**, v.88, p.351-364, 2006. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1467-8276.2006.00863.x>.

BRAVO-URETA, B.E.; PINHEIRO, A.E. Efficiency analysis of developing country agriculture: a review of the frontier function literature. **Agricultural and Resource Economics Review**, v.22, p.88-101, 1993. DOI: <https://doi.org/10.1017/S1068280500000320>.

CEPEA. Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada. **PIB do agronegócio brasileiro [de 1996 a 2019]**. Disponível em: <<https://www.cepea.esalq.usp.br/br/pib-do-agronegocio-brasileiro.aspx>>. Acesso em: 4 maio 2020.

CHEN, P.-C.; HSU, S.-H.; CHANG, C.-C.; YU, M.-M. Efficiency measurements in multi-activity data envelopment analysis with shared inputs: an application to farmers' cooperatives in Taiwan. **China Agricultural Economic Review**, v.5, p.24-42, 2013. DOI: <https://doi.org/10.1108/17561371311294748>.

COCHRAN, W.G. **Sampling techniques**. 3rd ed. New York: J. Wiley & Sons, 1977.

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

CONOVER, W.J. **Practical nonparametric statistics**. 3rd ed. New York: Wiley & Sons, 1999.

- FAO. Food and Agriculture Organization of the United Nations. **Faostat**. Disponível em: <<http://www.fao.org/faostat/en/#data>>. Acesso em: 6 mar. 2020.
- FÄRE, R.; GRABOWSKI, R.; GROSSKOPF, S. Technical efficiency of Philippine agriculture. **Applied Economics**, v.17, p.205-214, 1985. DOI: <https://doi.org/10.1080/00036848500000018>.
- FLETSCHNER, D.; GUIRKINGER, C.; BOUCHER, S. Risk, credit constraints and financial efficiency in Peruvian agriculture. **Journal of Development Studies**, v.46, p.981-1002, 2010. DOI: <https://doi.org/10.1080/00220380903104974>.
- FUGLIE, K.; SCHIMMELPFENNIG, D. Introduction to the special issue on agricultural productivity growth: a closer look at large, developing countries. **Journal of Productivity Analysis**, v.33, p.169-172, 2010. DOI: <https://doi.org/10.1007/s1123-010-0168-0>.
- GASQUES, J.G.; BACCHI, M.R.P.; BASTOS, E.T. Crescimento e produtividade da agricultura brasileira de 1975 a 2016. **Carta de Conjuntura**, n.38, p.207-214, 2018. Disponível em: <http://www.ipea.gov.br/portal/images/stories/PDFs/conjuntura/180302_cc38_nt_crescimento_e_producao_da_agricultura_brasileira_1975_a_2016.pdf>. Acesso em: 10 dez. 2018.
- GASQUES, J.G.; BACCHI, M.R.P.; RODRIGUES, L.; BASTOS, E.T.; VALDEZ, C. Produtividade da agricultura brasileira: a hipótese da desaceleração. In: VIEIRA FILHO, J.E.R.; GASQUES, J.G. (Org.). **Agricultura, transformação produtiva e sustentabilidade**. Brasília: Ipea, 2016. Disponível em: <<http://repositorio.ipea.gov.br/bitstream/11058/9241/1/Produtividade%20da%20agricultura.pdf>>. Acesso em: 23 set. 2020.
- GASQUES, J.G.; BASTOS, E.T.; VALDES, C.; BACCHI, M.P.R. Produtividade da agricultura brasileira e os efeitos de algumas políticas. **Revista de Política Agrícola**, ano21, p.83-92, 2012. Disponível em: <<https://seer.sede.embrapa.br/index.php/RPA/article/view/248/>>. Acesso em: 23 set. 2020.
- GASQUES, J.G.; BASTOS, E.T.; VALDES, C.; BACCHI, M.P.R. Produtividade da agricultura: resultados para o Brasil e estados selecionados. **Revista de Política Agrícola**, ano23, p.87-98, 2014. Disponível em: <<https://seer.sede.embrapa.br/index.php/RPA/article/view/943>>. Acesso em: 23 set. 2020.
- GODOY-DURÁN, Á.; GALDEANO- GÓMEZ, E.; PÉREZ-MESA, J.C.; PIEDRA-MUÑOZ, L. Assessing eco-efficiency and the determinants of horticultural family-farming in southeast Spain. **Journal of Environmental Management**, v.204, p.594-604, 2017. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jenvman.2017.09.037>.
- GREENE, W.H. **Econometric analysis**. 7th ed. New York: Pearson, 2011.
- GUANZIROLI, C.E.; VINCHON, K. Agricultura familiar nas regiões serrana, norte e noroeste fluminense: determinantes do processo de geração de renda. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v.57, p.353-367, 2019. DOI: <https://doi.org/10.1590/1806-9479.2019.186584>.
- GUTIÉRREZ, E.; AGUILERA, E.; LOZANO, S.; GUZMÁN, G.I. A two-stage DEA approach for quantifying and analysing the inefficiency of conventional and organic rain-fed cereals in Spain. **Journal of Cleaner Production**, v.149, p.335-348, 2017. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2017.02.104>.
- HAZARIKA, G.; ALWANG, J. Access to credit, plot size and cost inefficiency among smallholder tobacco cultivators in Malawi. **Agricultural Economics**, v.29, p.99-109, 2003. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1574-0862.2003.tb00150.x>.
- HELFAND, S.M.; LEVINE, E.S. Farm size and the determinants of productive efficiency in the Brazilian Center-West. **Agricultural Economics**, v.31, p.241-249, 2004. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.agecon.2004.09.021>.
- IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Censo Agropecuário 2017: resultados definitivos**. Disponível em: <<https://sidra.ibge.gov.br/pesquisa/censo-agropecuario/censo-agropecuario-2017>>. Acesso em: 27 dez. 2019.
- ISLAM, K.M.Z.; SIIPIÄINEN, T.; SUMELIUS, J. Influence of credit constraints on technical, allocative and cost efficiency in peasant farming in Bangladesh. **European Journal of Scientific Research**, v.56, p.229-243, 2011. Disponível em: <https://kmzahidul.files.wordpress.com/2015/07/ejsr_56_2_11.pdf>. Acesso em: 23 set. 2020.
- KHUMBHAKAR, S.C.; LOVELL, C.A.K. **Stochastic Frontier Analysis**. Cambridge: Cambridge University Press, 2000.
- KOSTLIVÝ, V.; FUKSOVÁ, Z. Technical efficiency and its determinants for Czech livestock farms. **Agricultural Economics (Czech Republic)**, v.65, p.175-184, 2019. DOI: <https://doi.org/10.17221/162/2018-AGRICECON>.
- LAKNER, S.; KIRCHWEGGER, S.; HOOP, D.; BRÜMMER, B.; KANTELHARDT, J. The effects of diversification activities on the technical efficiency of organic farms in Switzerland, Austria, and Southern Germany. **Sustainability**, v.10, art.1304, 2018. Disponível em: <<https://goedoc.uni-goettingen.de/bitstream/handle/1/15208/sustainability-10-01304.pdf?sequence=1&isAllowed=y>>. Acesso em: 23 set. 2020.
- LATRUFFE, L. Competitiveness, productivity and efficiency in the agricultural and agri-food sectors. **OECD Food, Agriculture and Fisheries Papers**, n.30, 2010. Disponível em: <<https://doi.org/10.1787/5km91nkdt6d6-en>>. Acesso em: 10 dez. 2018.

- LATRUFFE, L. The impact of credit market imperfections on farm investment in Poland. **Post-Communist Economics**, v.17, p.349-362, 2005. DOI: <https://doi.org/10.1080/14631370500204370>.
- MALÁ, Z. Efficiency analysis of Czech organic agriculture. **Ekonomie a Management**, v.1, p.14-28, 2011. Disponível em: <http://www.ekonomie-management.cz/download/1346061157_405e/2011_01_mala.pdf>. Acesso em: 23 set. 2020.
- MATULOVÁ, K.; ČECHURA, L. Technological heterogeneity, technical efficiency and subsidies in Czech agriculture. **Journal of Central European Agriculture**, v.17, p.447-466, 2016. DOI: <https://doi.org/10.5513/JCEA01/17.2.1728>.
- MORETTI, C.L. Agricultura movida a ciência. **O Estado de S. Paulo**, 20 mar. 2020. Disponível em: <<https://opiniao.estadao.com.br/noticias/espaco-aberto,agricultura-movida-a-ciencia,70003240561>>. Acesso em: 20 mar. 2020.
- MURPHY, K.M.; TOPEL, R.H. Estimation and inference in two-step econometric models. **Journal of Business & Economic Statistics**, v.3, p.370-379, 1985. DOI: <https://doi.org/10.1080/07350015.1985.10509471>.
- NKAMLEU, G.B. Productivity growth, technical progress and efficiency change in African agriculture. **African Development Review**, v.16, p.203-222, 2004. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1467-8268.2004.00089.x>.
- O'DONNELL, C.J. Nonparametric estimates of the components of productivity and profitability change in US agriculture. **American Journal of Agricultural Economics**, v.94, p.873-890, 2012. DOI: <https://doi.org/10.1093/ajae/aas023>.
- OECD-FAO Agricultural Outlook 2015-2024. Paris: OECD, 2015. DOI: https://doi.org/10.1787/agr_outlook-2015-en.
- OECD-FAO Agricultural Outlook 2019-2028. Paris: OECD; Rome: FAO, 2019. DOI: https://doi.org/10.1787/agr_outlook-2019-en.
- PEREIRA, M.F.; SILVEIRA, J.S.T. da; LANZER, E.A.; SAMOHYL, R.W. Productivity growth and technological progress in the Brazilian agricultural sector. **Pesquisa Operacional**, v.22, p.133-146, 2002. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0101-74382002000200003>.
- SOUZA, G. da S. e; ALVES, E.R. de A.; GOMES, E.G.; MAGALHÃES, E.; ROCHA, D. de P. Um modelo de produção para a agricultura brasileira e a importância da pesquisa da Embrapa. In: ALVES, E.R. de A.; SOUZA, G. da S. e; GOMES, E.G. (Ed.). **Contribuição da Embrapa para o desenvolvimento da agricultura no Brasil**. Brasília: Embrapa, 2013. p.49-86.
- SOUZA, G. da S. e; GOMES, E.G. A stochastic production frontier analysis of the Brazilian agriculture in the presence of an endogenous covariate. In: PARLIER, G.H.; LIBERATORE, F.; DEMANGE, M. (Ed.). **Operations research and enterprise systems**. Cham: Springer, 2019. p.3-14. (Communications in Computer and Information Science, v.966). DOI: https://doi.org/10.1007/978-3-030-16035-7_1.
- SOUZA, G. da S. e; GOMES, E.G. Improving agricultural economic efficiency in Brazil. **International Transactions in Operational Research**, v.22, p.329-337, 2015. DOI: <https://doi.org/10.1111/itor.12055>.
- SOUZA, G. da S. e; GOMES, E.G.; ALVES, E. Imperfeições de mercado e concentração de renda na produção agrícola. **Revista de Política Agrícola**, ano27, p.31-38, 2018. Disponível em: <<https://seer.sede.embrapa.br/index.php/RPA/article/view/1410>>. Acesso em: 23 set. 2020.
- SOUZA, G. da S. e; GOMES, E.G.; ALVES, E.R. de A. Conditional FDH efficiency to assess performance factors for Brazilian agriculture. **Pesquisa Operacional**, v.37, p.93-106, 2017. DOI: <https://doi.org/10.1590/0101-7438.2017.037.01.0093>.
- STACORP. **Stata Base Reference Manual**. Release 16. College Station, 2019. Disponível em: <<https://www.stata.com/manuals/r.pdf>>. Acesso em: 27 dez. 2019.
- SUEYOSHI, T. DEA non-parametric ranking test and index measurement: slack-adjusted DEA and an application to Japanese agriculture cooperatives. **Omega**, v.27, p.315-326, 1999. DOI: [https://doi.org/10.1016/S0305-0483\(98\)00057-7](https://doi.org/10.1016/S0305-0483(98)00057-7).
- THIAM, A.; BRAVO-URETA, B.E.; RIVAS, T.E. Technical efficiency in developing country agriculture: a meta-analysis. **Agricultural Economics**, v.25, p.235-243, 2001. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1574-0862.2001.tb00204.x>.
- TIEDEMANN, T.; LATA CZ-LOHMANN, U. Production risk and technical efficiency in organic and conventional agriculture - the case of arable farms in Germany. **Journal of Agricultural Economics**, v.64, p.73-96, 2013. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1477-9552.2012.00364.x>.
- TZOUVELEKAS, V.; PANTZIOS, C.J.; FOTOPOULOS, C. Technical efficiency of alternative farming systems: the case of Greek organic and conventional olive-growing farms. **Food Policy**, v.26, p.549-569, 2001. DOI: [https://doi.org/10.1016/S0306-9192\(01\)00007-0](https://doi.org/10.1016/S0306-9192(01)00007-0).

Análise estratégica do setor produtivo de leite do Rio Grande do Sul¹

Raquel Breitenbach²
Gabriela Bão Rosolen³

Resumo – Este estudo fez uma análise estratégica do setor produtivo de leite do Rio Grande do Sul, mostrando as forças e fraquezas do ambiente interno, bem como as oportunidades e ameaças do ambiente externo. Os dados foram obtidos em pesquisa bibliográfica e tomou como base a ferramenta de análise Fofa – forças, fraquezas, oportunidades e ameaças. Como resultados, as principais forças do setor se relacionam com a flexibilidade dos sistemas produtivos de leite, mão de obra familiar, garantia de renda mensal, possibilidades de comercialização e a agroindustrialização. As principais fraquezas são mão de obra pouco qualificada, dificuldades para implantar tecnologias, margem de lucro baixa por unidade produzida e dificuldades no processo de sucessão familiar. As oportunidades são as políticas agrícolas, crescimento de demanda e assistência técnica qualificada. Como ameaças, destacam-se a instabilidade de preços e custos, a escassez de políticas para o setor e concorrência com outros países. Conclui-se que a análise Fofa permite conhecer melhor o setor, além de trazer subsídios para agentes da cadeia produtiva do leite e do poder público traçarem estratégias que aproveitem as forças e oportunidades do setor, corrigindo assim fraquezas e contornando as ameaças.

Palavras-chave: ameaças, bovinocultura de leite, forças, fraquezas, oportunidades.

Strategic analysis of the milk production sector in Rio Grande do Sul, Brazil

Abstract – In Brazil, milk is one of the most important agricultural products, essential for generating employment and income in the field and for human consumption. Knowing the potential and limitations of the sector can contribute to technical, economic and political improvements. The present study carried out a strategic analysis of the milk production sector in Rio Grande do Sul, demonstrating the strengths and weaknesses found in the internal environment, as well as the opportunities and threats found in the external environment. The data were obtained from bibliographic research on the main scientific publishing platforms and was based on the analysis tool SWOT (Strengths, Weaknesses, Opportunities and Threats). As a result, the main strengths of the sector are related to the flexibility of milk production systems, family labor, guaranteed monthly

¹ Original recebido em 26/2/2020 e aprovado em 14/7/2020.

² Bacharel em Desenvolvimento Rural e Gestão Agroindustrial, mestre e doutora em Extensão Rural, professora e pesquisadora do Instituto Federal de Educação, Ciência e Tecnologia do Rio Grande do Sul (IFRS). E-mail: raquel.breitenbach@sertao.ifrs.edu.br

³ Graduanda em Zootecnia. E-mail: gabrielabaorosolen@gmail.com

income, commercialization possibilities and agroindustrialization. The main weaknesses are poorly qualified labor, difficulties in implementing technologies, low profit margin per unit produced, difficulties in the family succession process. The opportunities are agricultural policies, demand growth and qualified technical assistance. As threats stand out the instability of prices and costs, lack of specific policies for the sector and competition with other countries. It is concluded that the SWOT analysis allows a better understanding of the sector, providing subsidies for agents of the milk production chain and the public authorities to outline strategies that take advantage of the strengths and opportunities of the sector, correcting weaknesses and circumventing threats.

Keywords: threats, dairy cattle, strengths, weaknesses, opportunities.

Introdução

Aproximadamente 150 milhões de habitações em todo o mundo estão envolvidos na produção leiteira. Na maioria dos países em desenvolvimento, a produção de leite vem sobretudo da agricultura familiar (FAO, 2016). Especificamente no Brasil, o leite é um produto importante para a agropecuária, do ponto de vista econômico e social, pois é essencial para a alimentação e geração de emprego e renda (Vilela et al., 2016).

Desde o início da década de 1990, a atividade leiteira no Brasil vem passando por transformações para se tornar inovadora e competitiva no mercado global. Para tanto, tem focado na produção em escala, com qualidade, agregação de valor e industrialização de produtos diferenciados (Souza et al., 2009). No Sul, é predominante a produção de leite em propriedades familiares. A atividade tem potencial de absorção de mão de obra, alcance social, agregação de valor na propriedade e otimização no uso de terras (Berro et al., 2014). Esse segmento está presente em mais de 80% dos municípios brasileiros e é marcado pela diversidade socioeconômica, cultural e climática dos sistemas de produção. Por isso, a importância de estudos regionais sobre a produção leiteira, para a caracterização e identificação de suas particularidades (Oliveira et al., 2007).

Este estudo fez uma análise estratégica do setor produtivo de leite do Rio Grande do Sul por meio da ferramenta de análise Fofa (forças, fraquezas, oportunidades e ameaças). A análise buscou mostrar quais são as forças e fraquezas

encontradas no ambiente interno, bem como as oportunidades e ameaças no ambiente externo do setor de produção de leite do estado. A análise Fofa auxilia na percepção dos ajustes para melhorar a atividade ao apresentar um retrato atual do setor, sem viés de posicionamento, trazendo informações que ajudam na tomada de decisões.

Caracterização do setor leiteiro do Rio Grande do Sul

No Brasil, mais de 1,3 milhão de propriedades desenvolvem a atividade leiteira e ocupam diretamente 3,6 milhões de pessoas só no setor primário (IBGE, 2014). A produção de leite no Sul cresce em relevância no contexto nacional por causa de questões tecnológicas, de gestão e de organização da cadeia produtiva (Carvalho et al., 2017), com destaque para o Rio Grande do Sul, líder nacional em produtividade: 3.034 litros/vaca/ano (IBGE, 2014).

O setor produtivo de leite no estado é caracterizado pelo grande número de produtores e pela heterogeneidade (Breitenbach, 2018). As propriedades rurais da bovinocultura são compostas por grandes, médios, pequenos e microprodutores, com produtores especializados e não especializados (Breitenbach, 2018). Alguns agricultores optam pelo sistema intensivo, que requer maior consumo de rações industriais, produtos farmacêuticos, raças mais produtivas, pois buscam maior produtividade e escala de produção. Outros adotam sistemas menos intensivos, com menores custos de produção e

com o uso de insumos produzidos no próprio estabelecimento (Norder, 2006).

É recorrente no setor a discussão acerca da intensificação do sistema de produção de leite, medida pela relação entre a quantidade produzida e a quantidade dos fatores de produção utilizados, como terra, animais e mão de obra. No estado, a intensificação tem despertado o interesse dos pecuaristas de leite no investimento em confinamentos. Isso é motivado pelo predomínio de propriedades de agricultura familiar, que possuem menor disponibilidade de área produtiva, mas que desejam aumentar a renda ou combinar atividades (Breitenbach, 2018).

Metodologia

Este estudo é qualitativo e resultante de pesquisa bibliográfica. A pesquisa bibliográfica é geralmente mais flexível na obtenção dos dados, mas não mais fácil (Lima & Mioto, 2007). Para a pesquisa bibliográfica, este trabalho seguiu as etapas definidas por Salvador (1986): a) Leitura de reconhecimento do material bibliográfico; b) Leitura exploratória – leitura rápida para verificar se as informações e/ou dados selecionados interessam; c) Leitura seletiva – para determinar o material que interessa para a pesquisa, relacionando-o aos objetivos; d) Leitura reflexiva ou crítica – estudo crítico do material, orientado por critérios determinados com base no ponto de vista do autor da obra, buscando responder aos objetivos da pesquisa; e) Leitura interpretativa – para relacionar as ideias expressas na pesquisa com o problema para o qual se busca resposta.

Para a coleta das referências foram utilizadas as seguintes plataformas e portais: Google Acadêmico (2020), SciELO (Scientific Electronic Library Online) (2020), ERIC (Education Resources Information Center) (2020), Portal de Periódicos CAPES (2020), BDTD (Biblioteca Digital Brasileira de Teses e Dissertações) (2020), Science.gov (2020) e Science Research.com (2020).

Da pesquisa bibliográfica resultaram os seguintes arquivos, entre livros, artigos e do-

cumentos oficiais e acadêmicos: a) Leitura de reconhecimento – 311 arquivos selecionados; b) Leitura exploratória – 223 documentos selecionados; c) Leitura seletiva – 178 arquivos selecionados; d) Leitura reflexiva ou crítica – 108 arquivos selecionados; e e) Leitura interpretativa – 60 arquivos remanescentes.

A metodologia que orientou a pesquisa foi a análise Fofa (forças, fraquezas, oportunidades e ameaças). Essa metodologia é usada para analisar os ambientes externo e interno de empresas, organizações, instituições ou pessoas e em processos de planejamento estratégico, avaliação da situação do empreendimento e de sua capacidade de competição no mercado (Silveira, 2001). Os resultados da análise são apresentados em forma de matriz conforme o modelo da Figura 1.

	Fatores positivos	Fatores negativos
Ambiente interno	Forças	Fraquezas
Ambiente externo	Oportunidades	Ameaças

Figura 1. Modelo de matriz Fofa.

Fonte: elaborado com base em Oliveira (2007).

A Matriz se baseia na análise de quatro variáveis: 1) **Pontos fortes** – diferenciação conseguida pela empresa; são variáveis controláveis, que proporcionam vantagem operacional no ambiente empresarial; 2) **Pontos fracos** – situações inadequadas da empresa, variáveis controláveis, que proporcionam desvantagem operacional no ambiente empresarial; 3) **Oportunidades** – forças ambientais incontroláveis pela empresa, que favorecem sua ação estratégica, desde que conhecidas e aproveitadas; 4) **Ameaças** – forças ambientais incontroláveis pela empresa, criam obstáculos à sua ação estratégica; podem ser evitadas se reconhecidas em tempo hábil (Oliveira, 2007).

Resultados e discussão

O principal resultado desta pesquisa foi listar os principais aspectos positivos e negativos do setor, considerando os ambientes interno e externo. A Figura 2 mostra a matriz Fofa resultante da análise do setor produtivo de leite do Rio Grande do Sul.

Observa-se na matriz que existe um equilíbrio entre os aspectos internos e externos, tanto no que diz respeito aos fatores que beneficiam quanto aos que desafiam o setor.

Forças

a) **Permite renda mensal** – Especialmente na agricultura familiar, a produção do leite se tornou estratégica. Ela permite uma renda mensal para as famílias custearem despesas essenciais (luz, farmácia, alimentos, etc.) (Telles et al., 2008). A produção de leite, composta majoritariamente pela produção da agricultura familiar, pode representar a soberania e a segurança alimentar das

	Forças	Fraquezas
Ambiente interno	<ul style="list-style-type: none"> Permite renda mensal Podem ser adotados distintos sistemas produtivos Possibilidade de beneficiamento do leite através da agroindústria familiar Possibilidade de comercialização de bezerras após o desmame e novilhas para produção Predomina mão de obra familiar Integração com lavoura e utilização de dejetos como adubo ou energia Alimentação dos bovinos adaptada e planejada ao solo e clima da região 	<ul style="list-style-type: none"> Falta de mão de obra qualificada Dificuldades técnicas e econômicas para implantação de tecnologias Pouca capacitação na área técnica e, especialmente, gerencial Alto custo para melhoramento genético do rebanho Margem de lucro baixa por unidade produzida Dificuldades na sucessão familiar Masculinização e envelhecimento da população rural
	Oportunidades	Ameaças
Ambiente externo	<ul style="list-style-type: none"> Acesso à políticas agrícolas e financiamento com juros subsidiados Regularidade e constância nas transações com laticínios, sanidade do rebanho, volume e qualidade de produção podem ser valorados pela empresa processadora Aumento do consumo de leite e seus derivados Presença de cooperativas Orientação técnica Vários usos para o leite 	<ul style="list-style-type: none"> Instabilidade nos preços de insumos e do leite pago ao produtor Maior competitividade de produtores do Mercosul, facilitando a importação e aumentando instabilidade Fraudes afetam a qualidade do leite e confiabilidade do setor, reduzindo a demanda Escassas políticas agrícolas para o setor Custo de assistência técnica especializada e baixa oferta de Ater pública e gratuita
<p>Aumento de vegetarianos e veganos e exigências de bem-estar animal; oferta de tecnologia e exigências de adequação; Instr. Norm. nº 76 e 77</p>		

Figura 2. Matriz Fofa do setor produtivo de leite do Rio Grande do Sul.

famílias. Fornece o produto para o consumo próprio e garante ingresso mensal de renda (Oliveira & Silva, 2012). Por isso, a importância e a necessidade de se fomentar a cadeia do leite (Zagonel et al., 2016).

- b) **Podem ser adotados distintos sistemas produtivos** – O leite é produzido em todo o mundo e vale-se de diferentes sistemas de produção, em propriedades pequenas, médias e grandes (Costa et al., 2015). No estado, existem muitos sistemas produtivos. Buscando maior produtividade e escala de produção, alguns optam pelo modelo intensivo, com maior consumo de rações industriais, produtos farmacêuticos e raças mais produtivas. Outros preferem sistemas menos intensivos, com menores custos de produção, com o uso de insumos da propriedade (Norder, 2006). Essa flexibilidade na escolha dos sistemas produtivos garante maior autonomia para os agricultores, pois permite que optem pelo sistema mais adequado para sua realidade (Breitenbach, 2018).
- c) **Possibilidade de beneficiamento do leite através da agroindústria familiar** – A agroindústria familiar é uma organização em que a família rural produz, processa ou transforma parte de sua produção agrícola ou pecuária, visando a comercialização (Mior, 2005). A constituição de agroindústrias rurais é um processo de reconfiguração de recursos, sendo o produto colonial promovido pela agricultura familiar em conjunto com suas organizações associativas e, muitas vezes, com apoio do poder público (Mior, 2005). Espera-se uma influência crescente das formas de produção industriais sobre as características artesanais da agroindústria familiar de leite e sua estratégia tecnológica e organizacional de agregação de valor (Mior, 2005).
- d) **Possibilidade de comercialização de bezerros após o desmame e novilhas** – O bovinocultor de leite, com uma gestão eficiente dos animais, pode usar a estratégia de comercialização de animais de descarte e de vacas e novilhas excedentes, que terão um alto valor de mercado e podem aumentar a renda global da atividade (Signoretti, 2013). A comercialização de animais de descarte e vacas e novilhas excedentes contribui para a receita da propriedade. Ou seja, uma propriedade de bovinocultura de leite pode, além do leite, produzir bezerros desmamados e fêmeas para engorda e para formação de outros rebanhos de cria (Abreu et al., 2003).
- e) **Predomínio da mão de obra familiar** – Na atividade leiteira do estado, a maioria das propriedades usa mão de obra familiar (Zagonel et al., 2016), sendo fundamentada na agricultura familiar (Peres et al., 2019). Berro et al. (2014) relatam que a produção de leite se consolidou como principal atividade da renda dos agricultores familiares, com impactos no desenvolvimento do estado, em que a mão de obra é um dos fatores mais determinantes.
- f) **Integração com lavoura e utilização de dejetos como adubo ou energia** – A integração lavoura-pecuária é praticada há anos em muitos países. O uso de resíduos de culturas na alimentação dos animais e o pastejo das restevras de lavouras são práticas frequentes em várias regiões do Brasil (Macedo, 2009). A integração lavoura-pecuária envolve sistemas produtivos de grãos, fibras, carne, leite, lã e outros, realizados na mesma área, em plantio simultâneo, sequencial ou rotacionado. Seu objetivo é maximizar o uso dos ciclos biológicos de plantas, animais e resíduos, aproveitar efeitos residuais de corretivos e fertilizantes, otimizar agroquímicos, máquinas, equipamentos

e mão de obra, gerar emprego e renda, melhorar as condições sociais no meio rural e diminuir impactos ao meio ambiente (Macedo, 2009).

Fraquezas

- a) **Falta de mão de obra qualificada** – O aumento dos custos do leite tem relação com a alta dos gastos com mão de obra, consequência da evolução do valor real do salário mínimo e da escassez de trabalhadores qualificados no campo (Ferrazza et al., 2015).
- b) **Dificuldades técnicas e econômicas para aquisição e implantação de tecnologias inovadoras nas propriedades** – A necessidade de adaptação e incremento tecnológico tem sido imperativa para elevar ou manter os ganhos econômicos da produção de leite. Porém, parte dos bovinocultores de leite familiares do estado tem muitos desafios para implantar modernos sistemas de produção e inovações tecnológicas que ajudariam na manutenção dos empreendimentos com sustentabilidade econômica (Assis et al., 2016). Como consequência desse novo cenário, há os produtores que conseguiram se adaptar e continuam no setor, com estrutura de produção de nível tecnológico mais elevado e que produzem leite de alta qualidade; e os agricultores que permanecem na atividade de maneira informal e com baixo nível tecnológico; os que não conseguiram se adequar às transformações do mercado abandonaram a atividade (Sena et al., 2010).
- c) **Baixa capacitação dos agricultores, especialmente gerencial** – A dinâmica e o contexto de mercado nos últimos anos atuam no sentido de selecionar os produtores de leite por meio de critérios como escala de produção; qualidade de matéria-prima; serviços de inspeção

sanitários adequados; e profissionalismo na gestão dos negócios (Bortoleto & Silva, 2001).

Porém, o pecuarista de leite carece de maior profissionalização, especialmente nas áreas gerencial, de custos e de viabilidade de novos investimentos. Os agricultores priorizam as atividades operacionais, e a gestão de custos formalmente é feita (Breitenbach, 2014). A gestão é fundamental para a viabilidade do negócio, pois a inexistência de informações gerenciais sobre a estrutura de custos e rentabilidade pode desencadear perdas que não são notadas por não serem mensuradas (Sabbag et al., 2007; Breitenbach, 2018). Considerando a situação de mercado em que o agricultor não tem controle sobre os preços do produto e dos insumos, ele precisa administrar variáveis para a redução dos custos de produção (Breitenbach, 2018).

- d) **Margem de lucro baixa por unidade produzida (necessidade de elevar escala produtiva)** – Esse aspecto não é exclusivo da pecuária leiteira, e a maioria das atividades agropecuárias têm exigido aumento constante de escala produtiva para manter a viabilidade dos negócios. Para o leite, as margens de lucro por litro produzido vêm sendo reduzidas, especialmente pela necessidade de investimentos em tecnologia (Breitenbach, 2018).
- e) **Dificuldades na sucessão familiar, masculinização e envelhecimento da população rural** – Os processos de sucessão geracional na agricultura têm enfrentado dificuldades nas últimas décadas, e parte dos jovens rurais projeta seu futuro profissional fora da agricultura. São principalmente as jovens mulheres que migram para o meio urbano (Breitenbach & Corazza, 2019).

Em 2006, o campo era composto por 90,7% de público masculino e 9,3% feminino (IBGE, 2006); em 2016, os números passaram para 87,9% e 12,1% (IBGE, 2016), o que mostra aumento da participação da mulher, mas muito pequeno – o incentivo à participação das mulheres nas organizações rurais não repercutiu em muitas ações concretas (Magalhães, 2009). As condições sociais tornam o meio rural menos propício para as mulheres, especialmente as jovens, tornando o campo cada vez mais idoso e masculino (Breitenbach & Corazza, 2019).

Oportunidades

- a) **Acesso a políticas agrícolas e financiamento com juros subsidiados** – Embora insuficiente, o Estado brasileiro dispõe de políticas agrícolas para financiamento de custeio e investimento com juros subsidiados e, de modo especial, para a agricultura familiar, majoritária no setor produtivo de leite. Destaca-se o Programa Mais Leite, que incentiva a produção para que o País, além de suprir sua demanda interna, possa exportar e se consolidar no mercado internacional de lácteos (Brasil, 2014).
- b) **Regularidade e constância nas transações com laticínios, sanidade do rebanho, volume e qualidade de produção podem ser valorados pela empresa processadora que adquire o leite** – Para Mógli et al. (2004), diante de um mercado competitivo no setor agrícola, é necessário agregar benefícios diferenciados aos produtores que seguem um alto padrão de qualidade. As empresas de laticínios podem gerar estímulos que vão desde incentivos econômico-financeiros, tipo de concessão de bônus, até o estabelecimento de obrigatoriedade contratual nas transações.

c) **Aumento do consumo de leite e seus derivados** – No Brasil, foram produzidos 30 bilhões de litros de leite em 2018, dos quais 26,5 bilhões foram vendidos pelo valor médio de R\$ 1,05/L (IBGE, 2019). Brasil (2012) mostra que muitos fatores podem favorecer a demanda por leite e derivados: aumento de população, da renda ou dos preços de produtos concorrentes e mudanças de hábitos alimentares.

d) **Orientação técnica e presença de cooperativas** – A assistência técnica oferecida pela Empresa de Assistência Técnica e Extensão Rural (Emater) no estado é gratuita e direcionada para agricultores familiares. Porém, a Emater é dependente dos governos estaduais e, por causa da capacidade fiscal de cada estado, seu funcionamento varia de estado para estado. No Rio Grande do Sul, a Emater é atuante e demandada pelos agricultores (Castro & Pereira, 2017).

As cooperativas de produtores rurais também desempenham papel importante na assistência técnica no estado, e a proporção de agricultores que aderem ao sistema de cooperativas é maior do que nas demais regiões brasileiras (Castro, 2015; Castro & Pereira, 2017). No segmento lácteo, a aquisição de leite pelas cooperativas é de cerca de 1,7 bilhão de litros por ano, 45% do volume produzido (Expressão..., 2016). A maioria das cooperativas de leite surgiu para o fortalecimento da agricultura familiar (Rippel et al., 2018). A presença dessas instituições no estado e a importância que desempenham são superiores às de outras macrorregiões brasileiras (Castro & Pereira, 2017).

Para haver ganhos de produção e produtividade, é fundamental o processo de assistência técnica contínuo e sistemático. Como consequência, há melhorias dos indicadores de eficiência e

rentabilidade, que são reaplicados no processo na forma de novos investimentos (Gomes et al., 2018).

- e) **Vários usos para o leite** – O leite pode ser consumido de muitas formas: como matéria-prima para diversos produtos da indústria de alimentos (manteiga, iogurte, queijo, sorvete, bebida láctea, mingau, etc.); como ingrediente culinário (doces e salgados, entradas, pratos principais, lanches e sobremesas) (Ciência do Leite, 2008).

Ameaças

- a) **Instabilidade dos preços de insumos e do leite pago ao produtor** – Diversos fatores influenciam a variação do preço do leite: políticas econômicas, sazonalidade da produção leiteira, qualidade do leite, fenômenos sanitários, comportamento do consumo de produtos lácteos no mercado, etc. O excesso de leite no mercado, por exemplo, provoca queda dos preços (Meneghini, 2011). No estado, os preços do leite tendem a ser menores nos seis primeiros meses do ano – baixo consumo e grande oferta. Nesse período, caracterizado pelas altas temperaturas, o consumo de leite é menor, e a disponibilidade de pastagens é maior em relação ao inverno (Marin et al., 2011).

Além disso, a variação dos preços internacionais estabelece comportamento cíclico nos volumes de importação/exportação, criando condições favoráveis para que grandes empresas nacionais e multinacionais condicionem os preços praticados, especialmente para os frágeis do processo (agricultores). A cotação do leite está mais relacionada com aspectos internacionais do mercado do que com a sazonalidade de produção, condicionada pelos elementos naturais

ou estruturais de cada região (Camilo, 2019).

Empresas multinacionais oligopolizadas atuantes no Brasil têm mecanismos de controle de preço e participam do processo especulativo promovido em nível internacional em que grandes volumes de derivados lácteos são comercializados, importados ou exportados de várias partes do mundo. Assim, os preços praticados internamente são controlados pelas empresas, que determinam polícias de pagamento ao produtor e preços ao consumidor de maneira a garantir seus lucros, independentemente das sazonalidades produtivas e de demanda ou das questões estruturais e conjunturais da economia de mercado (Camilo, 2019). Por isso, é mais vantajoso aos produtores a existência de concorrência entre os compradores, pois, com maior disputa na compra, podem obter melhor preço pelo leite (Mendes & Padilha Júnior, 2007).

- b) **Maior competitividade de produtores do Mercosul, facilitando a importação e aumentando instabilidade** – A abertura dos mercados, resultante da globalização, fez com que os setores produtivos mundiais enfrentassem o desafio da competitividade. O setor leiteiro brasileiro exibe problemas de eficiência produtiva e de qualidade da matéria-prima e perde em competitividade (Ribeiro et al., 2000). Wilkinson (1993) já revelava que o leite é um dos produtos mais sensíveis no contexto da integração do Mercosul, e sua competitividade é afetada pela política tarifária. É necessária a harmonização dos impostos e taxas alfandegárias entre os países do Mercosul, bem como uma mudança de atitude do segmento leiteiro, para que a produção não seja deslocada no território nacional.

- c) **Fraudes afetam qualidade do leite e confiabilidade do setor, reduzindo demanda** – Em maio de 2013, o Ministério Público do Rio Grande do Sul deflagrou uma série de investigações que revelou um esquema fraudulento envolvendo diversos agentes da cadeia produtiva do leite (Andreatta et al., 2019). Apesar de serem expressivas a produção e a produtividade do estado no cenário nacional, a credibilidade do leite produzido e envasado no Rio grande do Sul foi impactada negativamente (Andreatta et al., 2019).

Fraudes como essa são ameaças ao setor de produção de leite mesmo quando não há envolvimento de agentes do setor. Os impactos das fraudes investigadas em 2013 foram a redução do consumo de leite, perdas para a imagem do setor e o aquecimento do mercado informal de leite (Breitenbach et al., 2018). A redução da demanda e a depreciação da imagem dos agentes têm impacto negativo em toda a cadeia, pois reduz as receitas para todos os agentes e, em maior grau, para os processadores e seus respectivos fornecedores de leite – agricultores (Breitenbach et al., 2018).

- d) **Escassas políticas agrícolas específicas** – O setor lácteo não conseguiu despertar grande interesse nas esferas federal, estadual e municipal e carece de políticas públicas duráveis e efetivas; isso o torna vulnerável às transformações do mercado (Meireles, 2004). Veiga (2001) defende a formulação de políticas de desenvolvimento rural integrado que contemplem os diversos aspectos de uma mesma realidade, como políticas de fortalecimento da agricultura familiar.

Como o mercado mundial de lácteos sofre marcante influência de políticas públicas, e conta com falhas, ele acaba penalizando a produção de leite nas propriedades e nas cadeias produtivas

(Martins, 2004). Para Martins (2004), leite é assunto de Estado e, se não ocorrem intervenções econômicas, a instabilidade da atividade leiteira será recorrente, com oscilações de alta e queda da demanda, sem ganhos tecnológicos permanentes.

A criação de políticas públicas de longo prazo é essencial para impedir ou corrigir deficiências no mercado que possam lesar o setor. Tais políticas devem evitar também triangulações e proteger a produção nacional, a exemplo de limites às importações (Vilela et al., 2017).

Moraes & Bender Filho (2017) avaliaram os potenciais impactos de políticas públicas de estímulo à produção de leite. Com base na simulação de dois cenários (aumento de 10% e de 20% na concessão de subsídios à produção de leite e derivados; e redução de 10% e de 20% nos impostos no uso de fatores primário na produção de leite e derivados), os resultados mostraram a necessidade de políticas agrícolas diferenciadas para cada região e realidade do País, considerando as especificidades e para evitar a concentração da produção no Sul e Sudeste. Os autores observaram também que o aumento dos subsídios à produção de leite e derivados traria mais reflexos na produção do que a redução de impostos.

- e) **Custo de assistência técnica especializada e baixa oferta de Ater pública e gratuita** – Existem limitações para o desenvolvimento do setor produtivo leiteiro, entre elas a baixa efetividade dos serviços de assistência técnica. Muitos produtores não se interessam por qualificação ou não têm oportunidades. Garagorry et al. (2002), ao analisar a satisfação dos produtores com o serviço de Ater pública (Emater, por exemplo), constataram que 90% deles gostariam de receber um melhor

serviço. Contribui para isso problemas de eficiência técnica e o tamanho do corpo técnico das instituições oficiais de assistência técnica, que é insuficiente para dar orientação individualizada aos agricultores (Garagorry et al., 2002). Em decorrência disso, os agricultores têm acompanhamento técnico aquém do necessário (Castro & Pereira, 2017).

No Brasil, os agricultores familiares sempre foram marginalizados no acesso à Ater. Antes de mudanças nas últimas décadas, as instituições públicas de Ater priorizavam médios e grandes agricultores com produções destinadas ao mercado externo – caso da soja e do milho (Castro & Pereira, 2017). Como consequência, os agricultores familiares pecuaristas de leite precisam buscar assistência técnica complementar no setor privado, o que aumenta custos de produção (Breitenbach, 2018). Isto abre espaço a parcerias para melhorar a capacitação de profissionais e promover o desenvolvimento da pecuária leiteira (Gomes et al., 2018).

Oportunidades e ameaças

- a) **Aumento de vegetarianos e veganos e exigências de bem-estar animal** – O crescente interesse em dietas vegetarianas no mundo, incluindo o Brasil, pode ser atestado pelo surgimento de cursos universitários sobre nutrição vegetariana e direitos dos animais, pela viralização de sites, revistas e livros de receitas vegetarianas, bem como a atitude do consumidor que pede comida vegetariana ao comer fora de casa (Craig & Mangels, 2010). O número de vegetarianos no Brasil está em expansão – 15,2 milhões de brasileiros se declararam vegetarianos (Ibope, 2012).

O *Guia Alimentar de Dietas Vegetarianas* traz vários tipos de vegetarianismo:

ovolactovegetariano – usa ovos, leite e laticínios; lactovegetariano – não usa ovos, mas faz uso de leite e laticínios; ovovegetariano – não usa laticínios, mas consome ovos; vegetariano estrito – não usa nenhum alimento de origem animal, também conhecido como vegetariano puro; vegano – além de ser vegetariano estrito, não usa componentes animais não alimentícios, como vestimentas de couro, lã, seda nem produtos testados em animais (SVB, 2019).

Entre as motivações mais recorrentes para se tornarem vegetarianos, os consumidores destacam a preocupação com a ética da criação e abate de animais, com a saúde pessoal, com questões ambientais, morais e religiosas e a influência de terceiros (Petti et al., 2017).

O bem-estar animal é um apelo relacionado aos códigos morais e éticos de muitos países, e o tratamento adequado aos animais não é mais algo de livre escolha de pecuaristas individuais (Singer, 2002). Os consumidores brasileiros consideram que o bem-estar animal é pouco discutido no País e que as condições dos animais de produção aqui são piores do que as de outros países. Esses consumidores responsabilizam os produtores rurais (Franco et al., 2018).

Essas mudanças de hábitos podem interferir negativamente na demanda por produtos de origem animal, incluindo o leite e seus derivados. Além disso, novos sistemas produtivos, ou adaptados, podem passar a ser exigidos, pelo mercado, para aumentar o bem-estar dos animais. Tais mudanças vêm acompanhadas da necessidade de maior investimento, capacitação do produtor rural e novas tecnologias, nem sempre viáveis para produtores de menor escala produtiva.

Já o agricultor que adaptar seus sistemas produtivos para atender a essa nova demanda pode ter oportunidades de ofertar um produto diferenciado e obter maior valor agregado para o produto. Exemplo disso são as certificações de bem-estar animal que permitem maior valorização do produto pelo consumidor.

Os consumidores brasileiros reconhecem que, ao adquirir produtos diferenciados pelo atributo de bem-estar animal, exercem influência na sua promoção. Entretanto, criticam a baixa disponibilidade desse tipo de produto e as limitadas informações dos rótulos dos produtos quanto à forma com que os animais são criados (Franco et al., 2018). Estudo revela que 32,3% dos consumidores aceitariam pagar 10% a mais e 24,6% aceitariam pagar 25% a mais por produtos produzidos com maior nível de bem-estar animal (Franco et al., 2018).

- b) **Oferta de tecnologia e exigências de adequação** – Os avanços tecnológicos demandam do produtor a necessidade de competitividade, produtividade, redução de custos e aumento de qualidade. Nesse sentido, a adequação tecnológica é um desafio/ameaça para a manutenção da competitividade das propriedades. Ao mesmo tempo, o avanço tecnológico é uma oportunidade para os produtores por permitir rapidez de acesso à informação, a qualidade do produto, a autonomia dos trabalhadores e a otimização de recursos como terra, homem e animal (Dantas et al., 2018). São necessários investimentos em infraestrutura produtiva e tecnologias, além da conscientização dos produtores acerca dos benefícios da adoção de novas práticas tecnológicas para o desenvolvimento da pecuária leiteira (Dantas et al., 2018).

- c) **Instruções Normativas** – O Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (Mapa) fixou novas regras para a produção de leite no País, as novas Instruções Normativas (IN) 76 e 77, de 30 de novembro de 2018 (Brasil, 2018a, 2018b). Elas definem critérios para a oferta de leite com qualidade e segurança ao consumidor, englobando a organização da propriedade, suas instalações e equipamentos, até a formação e capacitação dos responsáveis pelas tarefas cotidianas, incluindo o controle sistemático de mastites, brucelose e tuberculose.

As novas IN impõem desafios para o setor, especialmente no processo de adaptação, exigindo cuidados especiais e investimentos. Os agricultores que se adaptarem para atender às exigências poderão obter ganhos produtivos e de qualidade do leite. A baixa adesão dos agricultores a essas normativas deve-se à falta de conhecimento e de instrução com acompanhamento técnico (Acosta et al., 2018). Como consequência da dificuldade de se inserir num mercado cada vez mais exigente, cerca de 450 mil produtores deixaram a atividade entre os censos de 1996 e 2006 (IBGE, 2006). Isso ocorre especialmente por falta de capital, falta de conhecimento e ausência de acompanhamento técnico, o que resulta em baixa produtividade, qualidade e rentabilidade (Brasil, 2014).

Considerações finais

Este trabalho fez uma análise estratégica com base em revisão teórica sobre a bovinocultura leiteira do Rio Grande do Sul. O objetivo foi fazer uma análise estratégica do setor com o uso da análise Fofa. O estudo possibilitou constatar que o setor leiteiro do estado tem representatividade na geração de empregos e distribuição de renda, está em crescimento e se mantém como

uma das atividades principais da agropecuária gaúcha.

A pesquisa listou os principais pontos fortes, fracos, oportunidades e ameaças do setor produtivo de leite do estado. Com base na análise apresentada, agricultores, seus representantes, demais elos da cadeia produtiva do leite e o poder público podem traçar estratégias que aproveitem suas forças e oportunidades e evitar fraquezas e ameaças.

Mesmo que os preços pagos ao produtor possam afetar negativamente seu ânimo e sua autoestima, a produção de leite é uma atividade estratégica para o desenvolvimento do estado (Silva Neto & Basso, 2005). Por isso, compreender a dinâmica, desafios e limitações do setor são fundamentais para o seu fortalecimento.

Referências

- ABREU, U.G.P. de; CEZAR, I.M.; TORRES, R. de A. Análise bioeconômica da introdução de período de monta em sistemas de produção de rebanhos de cria na região do Brasil Central. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.32, p.1198-1206, 2003. DOI: <https://doi.org/10.1590/S1516-35982003000500021>.
- ACOSTA, D.C.; SOUZA, J.P. de; BANKUTI, S.M.S. Tecnificação de produtores e estruturas de governança no Sistema Agroindustrial de Leite. **Desenvolvimento em Questão**, v.16, p.292-315, 2018. DOI: <https://doi.org/10.21527/2237-6453.2018.45.292-315>.
- ANDREATTA, T.; COSTA, N.L.; SANTOS, I.F. dos; BINELLO, L. A operação “leite compensado” e as percepções dos consumidores de leite no município de Panambi/RS. **Nucleus**, v.16, p.45-55, 2019. DOI: <https://doi.org/10.3738/1982.2278.2884>.
- ASSIS, J. de; FERREIRA, J.D.; MARTINS, H.H.; SCHNEIDER, M.B. Cadeia produtiva do leite no Brasil no contexto do comércio internacional. **Revista de Ciências Empresariais da UNIPAR**, v.17, p.63-93, 2016.
- BDTD. **Biblioteca Digital Brasileira de Teses e Dissertações**. Disponível em: <https://bdtd.ibict.br/vufind/>. Acesso em: 17 nov. 2020.
- BERRO, R.; BRANDÃO, J.B.; BREITENBACH, R. Sistema local de produção de leite em Itaqui, Rio Grande do Sul: caracterização e diferenciação dos estabelecimentos formais. In: ENCONTRO DE ECONOMIA GAÚCHA, 7., 2014, Porto Alegre. **Anais**. Porto Alegre: EDIPUCRS, 2014. Disponível em: http://www.fee.rs.gov.br/wpcontent/uploads/2014/05/201405237eeg_mesa5producao leite itaqui.pdf. Acesso em: 21 jun. 2020.
- BORTOLETO, E.E.; SILVA, A.L. da. Gerenciamento de sistemas agroindustriais: definições e correntes metodológicas. In: BATALHA, M.O. (Org.). **Gestão agroindustrial**. São Paulo: Atlas, 2001. v.1.
- BRASIL. Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento. Instrução Normativa nº 76, de 26 de novembro de 2018. [Aprovam os Regulamentos Técnicos que fixam a identidade e as características de qualidade que devem apresentar o leite cru refrigerado, o leite pasteurizado e o leite pasteurizado tipo A]. **Diário Oficial da União**, 30 nov. 2018a. Seção1, p.9-10. Disponível em: https://www.in.gov.br/materia/-/asset_publisher/Kujrw0TZC2Mb/content/id/52750137/do1-2018-11-30-instrucao-normativa-n-76-de-26-de-novembro-de-2018-52749894IN%2076. Acesso em: 17 nov. 2020.
- BRASIL. Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento. Instrução Normativa nº 77, de 26 de novembro de 2018. [Estabelecem os critérios e procedimentos para a produção, acondicionamento, conservação, transporte, seleção e recepção do leite cru em estabelecimentos registrados no serviço de inspeção oficial]. **Diário Oficial da União**, 30 nov. 2018b. Seção1, p.10-13. Disponível em: https://www.in.gov.br/materia/-/asset_publisher/Kujrw0TZC2Mb/content/id/52750141/do1-2018-11-30-instrucao-normativa-n-77-de-26-de-novembro-de-2018-52749887. Acesso em: 17 nov. 2020.
- BRASIL. Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento. **Plano Agrícola e Pecuário 2012/2013**. Brasília, 2012. Disponível em: <https://www.gov.br/agricultura/pt-br/assuntos/politica-agricola/todas-publicacoes-de-politica-agricola/plano-agricola-pecuario/plano-agricola-e-pecuario-2012-2013.pdf/view>. Acesso em: 23 jan. 2020.
- BRASIL. Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento. **Plano mais pecuária**. Brasília: MAPA/ACS, 2014.
- BREITENBACH, R. Economic viability of semi-confined and confined milk production systems in free-stall and compost barn. **Food and Nutrition Sciences**, v.9, p.609-618, 2018. DOI: <https://doi.org/10.4236/fns.2018.95046>.
- BREITENBACH, R. Gestão rural no contexto do agronegócio: desafios e limitações. **Desafio Online**, v.2, art.8, 2014. Disponível em: <https://periodicos.ufms.br/index.php/deson/article/view/1160>. Acesso em: 21 jun. 2020.
- BREITENBACH, R.; CORAZZA, G. Formação profissional e a relação com a sucessão geracional entre jovens rurais, Brasil. **Revista Latinoamericana de Ciencias Sociales, Niñez y Juventud**, v.17, p.1-34, 2019. DOI: <https://doi.org/10.11600/1692715x.17212>.

BREITENBACH, R.; RODRIGUES, H.; BRANDÃO, J.B. Whose fault is it? Fraud scandal in the milk industry and its impact on product image and consumption – The case of Brazil. **Food Research International**, v.108, p.475-481, 2018. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.foodres.2018.03.065>.

CAMILO, P.J. A internacionalização do mercado brasileiro de derivados lácteos – análises sobre a atuação de oligopólios, oligopsônios e Trade Company. **Geosul**, v.34, p.260-275, 2019. DOI: <https://doi.org/10.5007/1982-5153.2019v34n71p260>.

CARVALHO, G.R.; OLIVEIRA, S.J. de M.; BESKOW, W.B. Mudanças da produção leiteira na geografia brasileira: o avanço do Sul. **Revista Agropecuária Catarinense**, v.30, p.13-16, 2017. Disponível em: <<https://ainfo.cnptia.embrapa.br/digital/bitstream/item/169500/1/Cnpgl-2017-AgropCatarinense-Mudancas.pdf>>. Acesso em: 10 fev. 2020.

CASTRO, C.N. de. Desafios da agricultura familiar: o caso da assistência técnica e extensão rural. **Boletim Regional, Urbano e Ambiental**, n.12, p.49-59, 2015. Disponível em: <http://repositorio.ipea.gov.br/bitstream/11058/6492/1/BRU_n12_Desafios.pdf>. Acesso em: 10 jul. 2019.

CASTRO, C.N. de; PEREIRA, C.N. **Agricultura familiar, assistência técnica e extensão rural e a política nacional de ATER**. Brasília: Ipea, 2017. (Ipea. Texto para discussão 2343). Disponível em: <http://repositorio.ipea.gov.br/bitstream/11058/8114/1/td_2343.PDF>. Acesso em: 15 jan. 2020.

CIÊNCIA DO LEITE. **Leite - Alimento versátil**. 2008. Disponível em: <<https://cienciadoleite.com.br/noticia/95/leite-alimento-versatil>>. Acesso em: 8 ago. 2019.

COSTA, V. de S.; ASSUNÇÃO, A.B. de A.; COSTA, M.M.B. da; CHACON, M.J.M. Análise de custos a partir da cadeia do valor do leite e seus derivados na região Seridó do Rio Grande do Norte. **Revista Ambiente Contábil**, v.7, p.89-108, 2015. Disponível em: <<https://periodicos.ufrn.br/ambiente/article/view/5602/0>>. Acesso em: 8 ago. 2019.

CRAIG, W.J.; MANGELS, A.R. Postura de la Asociación Americana de Dietética: dietas vegetarianas. **Actividad Dietética**, v.14, p.10-26, 2010. DOI: [https://doi.org/10.1016/S1138-0322\(10\)70003-1](https://doi.org/10.1016/S1138-0322(10)70003-1).

DANTAS, V.V.; SANTOS, M.A.S. dos; REBELLO, F.K.; SANTANA, A.C. de; LOURENÇO JÚNIOR, J. de B.; FREITAS, A.C.R. de. Nível tecnológico da pecuária leiteira no estado do Maranhão, Brasil. **Nucleus Animalium**, v.10, p.71-86, 2018. <https://doi.org/10.3738/21751463.2988>.

ERIC. **Education Resources Information Center**. Disponível em: <<https://eric.ed.gov/>>. Acesso em: 17 nov. 2020.

EXPRESSÃO DO COOPERATIVISMO GAÚCHO 2015. Porto Alegre: OCERGS-SESCOOP/RS, 2016.

FAO. Food and Agriculture Organization of the United Nations. **Dairy Production and Products**: milk production. 2016. Disponível em: <<http://www.fao.org/dairy-production-products/en/#.V3AZwbgrLIV>>. Acesso em: 30 jun. 2019.

FERRAZZA, R. de A.; LOPES, M.A.; BRUHN, F.R.P.; MORAES, F. de. Índices de desempenho zootécnico e econômico de sistemas de produção de leite com diferentes tipos de mão de obra. **Ciência Animal Brasileira**, v.16, p.193-204, 2015. DOI: <https://doi.org/10.1590/1089-6891v16i225878>.

FRANCO, B.M.R.; SANS, E.C. de O.; SCHNAIDER, M.A.; SORIANO, V.S.; MOLENTO, C.F.M. Atitude de consumidores brasileiros sobre o bem-estar animal. **Revista Acadêmica: Ciência Animal**, v.16, e161001, 2018. Edição especial 1. DOI: <https://doi.org/10.7213/1981-4178.2018.161001>.

GARAGORRY, F.L.; QUIRINO, T.R.; SOUZA, C.P. de. **Diagnóstico sociotécnico da agropecuária brasileira**: II. estabelecimentos. Brasília: Embrapa Informação Tecnológica, 2002. (Embrapa-Secretaria de Administração Estratégica. Documentos, 3). Disponível em: <<https://www.embrapa.br/busca-de-publicacoes/-/publicacao/109641/diagnostico-sociotecnico-da-agropecuaria-brasil-ii-estabelecimentos#:~:text=Como%20estrat%C3%A9gia%20de%20an%C3%A1lise%2C%20usam,formal%20e%20as%20faixas%20et%C3%A1rias>>. Acesso em: 11 dez. 2019.

GOMES, A.P.; ERVILHA, G.T.; FREITAS, L.F. de; NASCIF, C. Assistência técnica, eficiência e rentabilidade na produção de leite. **Revista de Política Agrícola**, ano27, p.79-94, 2018. Disponível em: <<https://seer.sede.embrapa.br/index.php/RPA/article/view/1414#:~:text=Verificou%2Dse%20que%20existe%20um,na%20forma%20de%20novos%20investimentos>>. Acesso em: 10 jul. 2019.

GOOGLE ACADÊMICO. Disponível em: <<https://scholar.google.com.br/?hl=pt>>. Acesso em: 17 nov. 2020.

IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Censo Agropecuário 2017**: resultados definitivos. 2019. Disponível em: <https://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/periodicos/3096/agro_2017_resultados_definitivos.pdf>. Acesso em: 15 fev. 2020.

IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Censo Agropecuário 2006**: Brasil, Grandes Regiões e Unidades da Federação. Rio de Janeiro, 2006.

IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Indicadores IBGE**: Estatística da Produção Pecuária: junho de 2014. 2014. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/indicadores/agropecuaria/>>

producaoagropecuaria/abate-leite-couro-ovos_201401_publ_completa.pdf> . Acesso em: 12 de ago. 2019.

IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios: síntese de indicadores 2015**. Rio de Janeiro, 2016.

IBOPE. Instituto Brasileiro de Opinião Pública e Estatística. **Dia mundial do vegetarianismo**. 2012. Disponível em: <<http://www.ibope.com.br/pt-br/noticias/Paginas/Dia-Mundial-do-Vegetarianismo-8-dapopulacao-brasileira-afirma-ser-adepta-ao-estilo.aspx>>. Acesso em: 6 jul. 2019.

LIMA, T.C.S. de; MIOTO, R.C.T. Procedimentos metodológicos na construção do conhecimento científico: a pesquisa bibliográfica. **Revista Katálysis**, v.10, p.37-45, 2007. Número especial. DOI: <https://doi.org/10.1590/S1414-49802007000300004>.

MACEDO, M.C.M. Integração lavoura e pecuária: o estado da arte e inovações tecnológicas. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.38, p.133-146, 2009. Número especial. DOI: <https://doi.org/10.1590/S1516-35982009001300015>.

MAGALHÃES, R.S. A “masculinização” da produção de leite. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v.47, p.275-299, 2009. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0103-20032009000100010>.

MARIN, S.R.; CAVALHEIRO, A.G.; ANSCHAU, D. Sazonalidade do preço do leite no Rio Grande do Sul (1986-2009). **Ciência Rural**, v.41, p.361-364, 2011. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0103-84782011000200030>.

MARTINS, P. do C. **Políticas públicas e mercado deprimem o resultado do sistema agroindustrial do leite**. Juiz de Fora: Embrapa Gado de Leite, 2004. Disponível em: <<https://www.embrapa.br/busca-de-publicacoes/-/publicacao/594779/politicas-publicas-e-mercados-deprimem-o-resultado-do-sistema-agroindustrial-do-leite>>. Acesso em: 12 ago. 2019.

MEIRELES, A.J. O leite e a economia brasileira. **Balde Branco**, v.40, p.48-52, 2004.

MENDES, J.T.G.; PADILHA JUNIOR, J.B. **Agronegócio: uma abordagem econômica**. São Paulo: Pearson Prentice Hall, 2007.

MENEHINI, R.C.M. **Questões que afetam o preço do leite e empreendimentos leiteiros**. 2011. Disponível em: <<https://www.milkpoint.com.br/artigos/producao-de-leite/questoes-que-afetam-o-preco-do-leite-e-empreendimentos-leiteiros-72157n.aspx>>. Acesso em: 10 ago. 2019.

MIOR, L.C. **Agricultores familiares, agroindústrias e redes de desenvolvimento rural**. Chapecó: Argos, 2005. 338p.

MÓGLIA, L.C.; PARADA JÚNIOR, I.; BIALOSKORSKI NETO, S.; MARCHI, D. Fidelidade e reciprocidade do cooperado: o caso da Carol. In: CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL, 42., 2004, Cuiabá. **Anais**. Campo Grande: UFMS, 2004. Disponível em: <<http://www.sober.org.br/palestra/12/04P261.pdf>>. Acesso em: 20 dez. 2019.

MORAES, B.M.M.; BENDER FILHO, R. Mercado Brasileiro de Látceos: análise do impacto de políticas de estímulo à produção. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v.55, p.783-800, 2017. DOI: <https://doi.org/10.1590/1234-56781806-94790550410>.

NORDER, L.A.C. Mercantilização da agricultura e desenvolvimento territorial. In: SCHNEIDER, S. (Org.). **A diversidade da agricultura familiar**. Porto Alegre: UFRGS, 2006. p.57-81.

OLIVEIRA, A.S. de; CUNHA, D. de N.F.V. da; CAMPOS, J.M. de S.; VALE, S.M.L.R. do; ASSIS, A.J. de. Identificação e quantificação de indicadores-referência de sistemas de produção de leite. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.36, p.507-516, 2007. DOI: <https://doi.org/10.1590/S1516-35982007000200030>.

OLIVEIRA, D. de P.R. de. **Planejamento estratégico: conceitos, metodologia e práticas**. 23.ed. atual. e ampl. São Paulo: Atlas, 2007.

OLIVEIRA, L.F.T.; SILVA, S.P. Mudanças institucionais e produção familiar na cadeia produtiva do leite no Oeste Catarinense. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v.50, p.705-720, 2012. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0103-20032012000400007>.

PERES, A.F.; SERRA, E.F.; PETER, C.M.; KRUMMENAUER, A.; ZANI, J.L. Atividade leiteira e mão de obra familiar: o trabalho e os riscos à saúde do homem do campo no Sul do Brasil. **Revista Saúde e Meio Ambiente**, v.9, p.115-127, 2019.

PETTI, A.; PALMIERI, B.; VADALÀ, M.; LAURINO, C. Vegetarianism and veganism: not only benefits but also gaps. A review. **Progress in Nutrition**, v.19, p.229-242, 2017. DOI: <https://doi.org/10.23751/pn.v19i3.5229>.

PORTAL DE PERIÓDICOS CAPES. Disponível em: <<http://www-periodicos-capes.gov-br.ez1.periodicos.capes.gov.br/index.php?>>. Acesso em: 17 nov. 2020.

RIBEIRO, M.E.R.; STUMPF JÚNIOR, W.; BUSS, H. Qualidade de leite. In: BITENCOURT, D.; PEGORARO, L.M.C.; GOMES, J.F. **Sistemas de pecuária de leite: uma visão na região de Clima Temperado**. Pelotas: Embrapa Clima Temperado, 2000. p.175-195. Disponível em: <<http://www.bdpa.cnptia.embrapa.br/consulta/busca?b=pc&id=743571&biblioteca=vazio&busca=autoria:%22PEGORARO,%20L.%22&qFacets=autoria:%22PEGORARO,%20L.%22&sort=&paginaAtual=2>>. Acesso em: 10 jan. 2020.

- RIPPEL, L.; ALVES, A.F.; PLEIN, C. O cooperativismo de leite da agricultura familiar no Sudoeste do Paraná: do processo organizacional à crise. **Informe GEPEC**, v.22, p.24-42, 2018. Disponível em: <<http://e-revista.unioeste.br/index.php/gepec/article/view/18004>>. Acesso em: 10 jan. 2020.
- SABBAG, O.J.; ROZALES, R. dos R.; TARSITANO, M.A.A.; SILVEIRA, A.N. Análise econômica da produção de tilápias (*Oreochromis Niloticus*) em um modelo de propriedade associativista em Ilha Solteira/SP. **Custos e @gronegócio online**, v.3, p.86-100, 2007. Disponível em: <<http://www.custoseagronegocioonline.com.br/numero2v3/analise%20economica.pdf>>. Acesso em: 10 jan. 2020.
- SALVADOR, A.D. **Métodos e técnicas de pesquisa bibliográfica**: elaboração de trabalhos científicos. 11.ed. Porto Alegre: Sulina, 1986.
- SCIELO. **Scientific Electronic Library Online**. Disponível em: <<https://scielo.org/>>. Acesso em: 17 nov. 2020.
- SCIENCE.GOV. Disponível em: <<https://www.science.gov/>>. Acesso em: 17 nov. 2020.
- SCIENCE RESEARCH.COM. Disponível em: <<https://www.scienceresearch.com/scienceresearch/desktop/en/search.html>>. Acesso em: 17 nov. 2020.
- SENA, A.L. dos S.; SANTOS, M.A.S. dos; SANTOS, J.C. dos; HOMMA, A.K.O. Concentração espacial e caracterização da pecuária leiteira no estado do Pará. In: CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL, 48., 2010, Campo Grande. **Anais**. Campo Grande: SOBER, 2010. Disponível em: <<https://ainfo.cnptia.embrapa.br/digital/bitstream/item/31883/1/SOBER-675.pdf>>. Acesso em: 10 jan. 2020.
- SIGNORETTI, R.D. **Desempenho de novilhas leiteiras em pastagens tropicais**. 2013. Disponível em: <<https://www.scotconsultoria.com.br/noticias/artigos/28617/>>. Acesso em: 12 ago. 2019.
- SILVA NETO, B.; BASSO, D. A produção de leite como estratégia de desenvolvimento para o Rio Grande do Sul. **Desenvolvimento em Questão**, v.3, p.53-72, 2005. DOI: <https://doi.org/10.21527/2237-6453.2005.5.53-72>.
- SILVEIRA, H. SWOT. In: TARAPANOFF, K. (Org.). **Inteligência Organizacional e Competitiva**. Brasília: Ed. da UNB, 2001. p.209-226.
- SINGER, P. **Animal liberation**. New York: HarperCollins, 2002. 324p.
- SOUZA, M.P. de; AMIN, M.M.; GOMES, S.T. Agronegócio leite: características da cadeia produtiva do estado de Rondônia. **Revista de Administração e Negócios da Amazônia**, v.1, p.1-20, 2009. Disponível em: <<https://www.periodicos.unir.br/index.php/rara/article/view/4>>. Acesso em: 6 ago. 2019.
- SVB. **Sociedade Vegetariana Brasileira**. Disponível em: <<http://www.svb.org.br>>. Acesso em: 6 ago. 2019.
- TELLES, T.S.; TANAKA, J.M.U.; PELLINI, T. Agricultura familiar: pecuária leiteira como *locus* das políticas públicas paranaenses. **Semina: Ciências Agrárias**, v.29, p.579-590, 2008.
- VEIGA, J.E. da. O Brasil rural não encontrou seu eixo de desenvolvimento. **Estudos Avançados**, v.15, p.101-119, 2001.
- VILELA, D.; FERREIRA, R. de P.; FERNANDES, E.N.; JUNTOLLI, F.V. (Ed.). **Pecuária de leite no Brasil: cenários e avanços tecnológicos**. Brasília: Embrapa, 2016.
- VILELA, D.; RESENDE, J.C. de R.; LEITE, J.B.; ALVES, E. A evolução do leite no Brasil em cinco décadas. **Revista de Política Agrícola**, ano26, p.5-24, 2017. Disponível em: <<https://seer.sede.embrapa.br/index.php/RPA/article/view/1243#:~:text=O%20primeiro%20registro%20oficial%20da,5%2C2%20milh%C3%B5es%20de%20toneladas.&text=Para%20explicar%20o%20comportamento%20do,alta%20nos%20%C3%BAltimos%20dez%20anos>>. Acesso em: 6 ago. 2019.
- WILKINSON, J. **Competitividade na indústria de abate e preparação de carnes**. Campinas: MCT: FINEP: PADCT, 1993.
- ZAGONEL, T.R.; TRENNPOHL, D.; AMARAL, V.R. do; BURMANN, L.L.; BAGGIO, D.K. A cadeia produtiva do leite: discussões sobre a crise do setor lácteo na região ceileiro do estado do Rio Grande do Sul. **Revista da Universidade Vale do Rio Verde**, v.14, p.191-205, 2016. DOI: <https://doi.org/10.5892/ruvrd.v14i2.2624>.

Disparidade de renda do trabalho agropecuário no Matopiba¹

Luís Abel da Silva Filho²
Danykelle do Nascimento Pereira³
Bruno César Brito Miyamoto⁴

Resumo – as disparidades salariais no mercado de trabalho brasileiro são elevadas e se acentuam entre setores de atividade econômica, regiões e conforme as características socioeconômicas e demográficas da força de trabalho. O objetivo desta pesquisa é analisar os diferenciais de rendimentos do trabalho na agropecuária do Matopiba, composta parcialmente por municípios do Maranhão, do Tocantins, do Piauí e da Bahia, comparativamente aos das demais regiões desses estados. Com o uso de regressões quantílicas para 2000, 2005, 2010 e 2015, os resultados mostram que as características socioeconômicas e demográficas, bem como a região de ocupação, têm influência sobre os diferenciais de rendimentos do trabalho em todos os pontos da distribuição condicional dos salários dos ocupados na agropecuária da região. Além disso, os ocupados na fronteira agrícola que compreende os municípios do Matopiba são mais bem remunerados.

Palavras-chave: diferenciais de rendimentos, Nordeste, regressões quantílicas.

Disparity income from agricultural work in Matopiba, Brazil

Abstract – the wage disparities in the Brazilian labor market are substantially high and are accentuated between sectors of economic activity, regions of occupation and socioeconomic and demographic characteristics of the workforce. In view of this, this article aims to analyze the differentials of income from work in agriculture in the region comprising the States of Maranhão, Tocantins, Piauí and Bahia (hereinafter, MATOPIBA) compared to the other areas that are outside this geoeconomic region of agribusiness, which includes municipalities in three states in the Northeast and one State in the North. The use of analytical instruments based on the use of Quantile Regressions in the years 2000, 2005, 2010 and 2015 is used. The results show that the socioeconomic and demographic characteristics, as well as the region of occupation, influence the differentials of income from work at all points of the conditional distribution of wages of those employed in agriculture in this region. In addition, those employed on the agricultural frontier that comprises the MATOPIBA municipalities are better paid.

Keywords: income differentials, Northeast, quantile regressions.

¹ Original recebido em 13/4/2020 e aprovado em 14/7/2020.

² Doutor em Economia, professor adjunto do Departamento de Economia da Universidade Regional do Cariri (Urca). E-mail: abeleconomia@hotmail.com

³ Economista. E-mail: danykelleeconomia@outlook.com

⁴ Doutor em Desenvolvimento Econômico, professor do Instituto Federal do Rio Grande do Sul (IFRS). E-mail: miyamototup@gmail.com

Introdução

As disparidades de renda do trabalho afetam todos os países. As desigualdades de retornos salariais estão relacionadas às características socioeconômicas e demográficas da população ocupada, sendo consideradas por muitos como discriminantes ocupacionais, bem como de diferenças de renda do trabalho, oriundas de características da força de trabalho em qualquer país e em qualquer tempo (Lee, 1980; Borjas, 1987; Matos & Machado, 2006; Batista & Cacciamali, 2009; Almeida & Almeida, 2014; Augusto et al., 2015).

No Brasil, as disparidades de renda no mercado de trabalho são muito elevadas e afetam sobremaneira as mulheres, os jovens, os não brancos e os menos escolarizados, em setores de atividade econômica de perfil diferenciado de construção de vínculos empregatícios (Cavaliere & Fernandes, 1998; Soares, 2000; Campante et al., 2004; Carvalho et al., 2006; Silva Filho, 2017b). Além disso, questões regionais – localização dos postos de trabalho –, bem como os setores de atividade econômica, são, certamente, fatores que influenciam a determinação da renda do trabalho, e a comparação de setores diferentes pode proporcionar um *gap* dos diferenciais de rendimentos que resultam dos setores de ocupação ao quais a força de trabalho está vinculada e da característica do vínculo trabalhista (Matos & Machado, 2006; Batista & Cacciamali, 2009; Freguglia & Procópio, 2013).

Assim, estudar as disparidades de renda dentro de um mesmo setor de atividade econômica, considerando só as características socioeconômicas e demográficas dos ocupados, é uma forma de eliminar o viés setorial e exibir dados mais robustos acerca dos efeitos individuais sobre as diferenças de renda no mercado de trabalho. Portanto, analisar as disparidades de renda do trabalho agropecuário em municípios do Maranhão, Tocantins, Piauí e da Bahia é uma forma de analisar de maneira robusta os efeitos de componentes demográficas e socioeconômicas sobre a renda do trabalho.

Estudar a região do Matopiba é relevante quando se considera sua importância econômica para o Nordeste-Norte, dada sua significativa produção agropecuária (Vieira Filho, 2016; Buainain & Garcia, 2016). A produtividade da região é relevante para a produção agropecuária, além do desenvolvimento de tecnologia de ponta adaptada à produção de grãos para exportações, e muito se tem buscado analisar por essa perspectiva de importância as atividades agropecuárias na fronteira agropecuária da região (Gasques et al., 2011; Miranda & Gomes, 2011; Miranda, 2012).

Poucos artigos analisaram questões referentes ao mercado de trabalho agropecuário, mesmo diante da importante conjuntura do setor na economia regional e seus impactos sobre a geração de emprego e a distribuição de renda (Serigati et al., 2017). Este artigo analisa diferenciais de rendimentos do trabalho entre os formalmente ocupados na agropecuária dos municípios do Matopiba, com base nas características socioeconômicas e demográficas da força de trabalho, bem como no perfil dos estabelecimentos e do emprego. Adota-se aqui uma análise descritiva de dados, a partir da revisão de literatura acerca do mercado de trabalho regional, além do uso de regressões quantílicas.

Procedimentos metodológicos

Fonte de dados e recorte temporal

Os dados aqui utilizados são da Relação Anual de Informações Sociais (Rais), da Secretaria de Previdência e Emprego do Ministério da Economia (Brasil, 2020). Recorreu-se ao uso de amostra em todos os anos selecionados, por causa de informações incompletas (*missings values*) na base de dados, como ausência de informação acerca de indivíduos ocupados declarados pelos órgãos empregadores. Foram retirados da amostra os indivíduos que deixaram de informar ao empregador (e este, à Rais) dados aqui utilizados, mas a amostra ficou superior a 50% da população em todos os anos selecionados.

Além disso, as informações amostrais foram utilizadas somente para o cômputo da metodologia empírica (regressões quantílicas) – as estatísticas descritivas de emprego contam com toda a população ocupada.

Os anos selecionados foram 2000, 2005, 2010 e 2015. O primeiro ano do recorte pretende classificar as ocupações formais no setor agropecuário na virada século; o intervalo de cinco anos se justifica pelo fato de as transformações na agropecuária da região ocorrerem em intervalos cada vez menores.

Descrição do método e das variáveis

Recorre-se aqui ao uso de regressões quantílicas para analisar como os quantis de uma variável dependente – renda do trabalho agropecuário – mudam com variações nas variáveis independentes (sexo, idade, idade², tamanho do estabelecimento, tempo de permanência no emprego e escolaridade). A renda do trabalho formal agropecuário, em forma logarítmica, é a variável regressando, explicada com base numa série de variáveis regressoras. Buscou-se aqui analisar esses *cross-sections* para verificar nos intervalos os possíveis efeitos das variáveis regressoras sobre a variável regressando ao longo do tempo.

Com as regressões quantílicas, é possível mensurar os efeitos das variáveis regressoras em vários pontos da distribuição condicional da renda do trabalho dos profissionais ocupados na agropecuária, sendo o logaritmo natural da renda ($\ln_rendatrab$) a variável a ser explicada. O uso de regressões quantílicas é comumente aplicado em situações em que o comportamento médio da variável, quando estimada por mínimos quadrados ordinários (MQO), não consegue refletir os efeitos de *outliers* em alguns pontos da distribuição.

As regressões quantílicas se mostram robustas diante das diferenças dos salários entre os ocupados no setor, e por estas serem bastante elevadas, em média, ou seja, existir número considerável de *outliers* na variável regressando

($\ln_rendatrab$). Portanto, optou-se pelo uso dessa técnica, muito divulgada em pesquisas científicas em todo o mundo desde seu surgimento em Koenker & Basset Jr. (1978).

Para Buchinsky (1998), a presença de *outliers* em alguns dados a serem estimados faz com que a regressão quantílica seja oportunamente utilizada, já que ela representa o método mais robusto diante a presença de dados muito díspares da média. Com isso, buscou-se neste artigo o uso da regressão quantílica para estudar os percentis de $y_i(50, 75, 90)$, ou seja, na mediana, no terceiro quartil e no nonagésimo percentil.

Sejam (x_i, y_i) , $i = 1, \dots, n$, uma amostra da população em apreço, x_i uma função de um vetor de $(K \times 1)$ variáveis regressoras, e y_i é variável regressando, o θ -ésimo quantil da variável regressando y_i , e expressa por

$$F^{-1} = \inf\{y: F(y) \geq 0\} \quad (1)$$

em que F é dado como uma função de distribuição não condicionada de y . Nos casos em que haja relação linear entre a variável explicada y e suas variáveis explicativas x , apresenta-se a equação

$$y_i = x_i' \beta + \mu_i \quad (2)$$

em que β é um vetor de parâmetros estimados, e os percentis de $y_i(50, 75, 90)$ condicionais da distribuição são definidos a partir dos quantis da distribuição condicionais dos erros:

$$Pr(y_i \leq y/x_i) = F_{\mu\theta} [y - (x' \beta_\theta/x_i)], \quad 1 = 1, \dots, n \quad (3)$$

Com a definição algébrica da equação, o modelo de regressão quantílica pode ser expresso por

$$Q_\theta(y_i/x_i) = x_i' \beta_\theta + F_\mu^{-1}(\theta) \quad (4)$$

Os quantis $y_i(50, 75, 90)$ podem ser lidos como incondicionais. Assim, tem-se a solução de um problema de maximização. Então, o estimador de β_θ da equação 4 precisa ser definido a partir da função objetivo:

$$\begin{aligned} & \min(1/n) \sum_{i: y_i \geq x_i \beta} \theta |y_i - x_i \beta| + \\ & + \sum_{i: y_i < x_i \beta} 1 - \theta |y_i - x_i \beta| = \\ & \min(1/\beta) \sum_{i=1}^n \rho_{\theta}(y_i - x_i \beta) \end{aligned} \quad (5)$$

Na regressão quantílica estimada, registrou-se a minimização de valores absolutos, diferentemente do que se registraria em estimações por MQO. Portanto, o modelo apresentado representa uma função condicional do quantil da variável explicada y , diante de uma matriz x de variáveis explicativas:

$$Q_{y_i}(\theta/x) = X\beta(\theta), \text{ onde } \theta = [0,1] \quad (6)$$

Assim, para cada um dos percentis de $y_i(50, 75, 90)$, haverá o impacto das variáveis explicativas, dado por um conjunto de características socioeconômicas e demográficas contidas em x (variáveis explicativas) sobre y (variável explicada – $\log_rendatrab$), em cada ponto da distribuição condicional dos salários. A estimação foi feita com base na equação

$$\begin{aligned} \ln w_i = & \beta_1^0 + \beta_2^0 \text{sex} + \beta_3^0 \text{exp} + \beta_4^0 \text{exp}^2 + \\ & + \beta_5^0 \text{estab1} + \beta_6^0 \text{estab2} + \beta_7^0 \text{estab3} + \\ & + \beta_8^0 \text{temp1} + \beta_9^0 \text{temp2} + \beta_{10}^0 \text{temp3} + \\ & + \beta_{11}^0 \text{temp4} + \beta_{12}^0 \text{temp5} + \beta_{13}^0 \text{esc1} + \\ & + \beta_{14}^0 \text{esc2} + \beta_{15}^0 \text{esc3} + \beta_{16}^0 \text{munMA} + \\ & + \beta_{17}^0 \text{munPI} + \beta_{16}^0 \text{munBA} + \varepsilon_{\theta i} \end{aligned} \quad (7)$$

Assim, estimam-se parâmetros para o emprego formal agropecuário no Matopiba representados por $\beta_1^0, \dots, \beta_n^0$ para explicar o $\ln w_i$ da renda do trabalho em cada um dos quantis. $\beta_2^0 \text{sex}$ é o sexo do ocupado (feminino é a categoria de referência e, portanto, omitida); $\beta_3^0 \text{exp}$ e $\beta_4^0 \text{exp}^2$ correspondem à idade, usada como proxy de experiência; $\beta_5^0 \text{estab1}$, $\beta_6^0 \text{estab2}$ e $\beta_7^0 \text{estab3}$, são, respectivamente, os estabelecimentos de pequeno, médio e grande portes (o microporte é a referência); $\beta_8^0 \text{temp1}$, $\beta_9^0 \text{temp2}$, $\beta_{10}^0 \text{temp3}$, $\beta_{11}^0 \text{temp4}$ e $\beta_{12}^0 \text{temp5}$, o tempo de permanência no emprego,

sendo, respectivamente, mais de 1 ano e até 2 anos, mais de 2 e até 3 anos, mais de 3 e até 5 anos, mais de 5 e até 10 anos, e, mais de 10 anos (até 1 ano é a categoria de referência); $\beta_{13}^0 \text{esc1}$, $\beta_{14}^0 \text{esc2}$ e $\beta_{15}^0 \text{esc3}$ representam os níveis de escolaridade: ensino fundamental completo e médio incompleto, médio completo e superior incompleto, superior completo, respectivamente (sem instrução e ensino fundamental incompleto foi a categoria de referência); $\beta_{16}^0 \text{munMA}$, $\beta_{17}^0 \text{munPI}$ e $\beta_{16}^0 \text{munBA}$ são binárias para indivíduos ocupados no Matopiba e que pertencem, respectivamente, a municípios do Maranhão, do Piauí e da Bahia (os municípios do Tocantins são a categoria de referência).

Assim, considera-se que $\ln w_i$ representa o logaritmo da renda do trabalho do indivíduo na agropecuária e os β_i^0 correspondem aos parâmetros que serão estimados na regressão. O termo $\varepsilon_{\theta i}$ representa os erros residuais.

Considerações sobre postos de trabalho e renda média

A Figura 1 mostra a distribuição dos postos de trabalho da agropecuária no Matopiba. Nota-se a expressiva elevação do número de postos de trabalho de 2000 para 2015. No primeiro ano, destacam-se os municípios de Juazeiro, BA, Petrolina, PE, e Bom Jesus, PI, entre aqueles que mantêm parcela substancial de postos de trabalho na agropecuária da região, além dos municípios da região litorânea da Bahia, e sul do estado, com grande potencial de produção de cacau para exportação (Santos et al., 2013).

O sudoeste baiano passa a registrar importante quantidade de postos de trabalho, sobretudo pela expansão da fronteira agrícola destinada à produção de grãos no Matopiba e seu avanço nos municípios do estado, o que dinamiza a produção e a migração regional (Silva Filho et al., 2017a). Esse crescimento está relacionado à importância das commodities agrícolas brasileiras, sobretudo aquelas produzidas no complexo de grãos, destinadas ao comércio internacional, principalmente a partir de 2005.

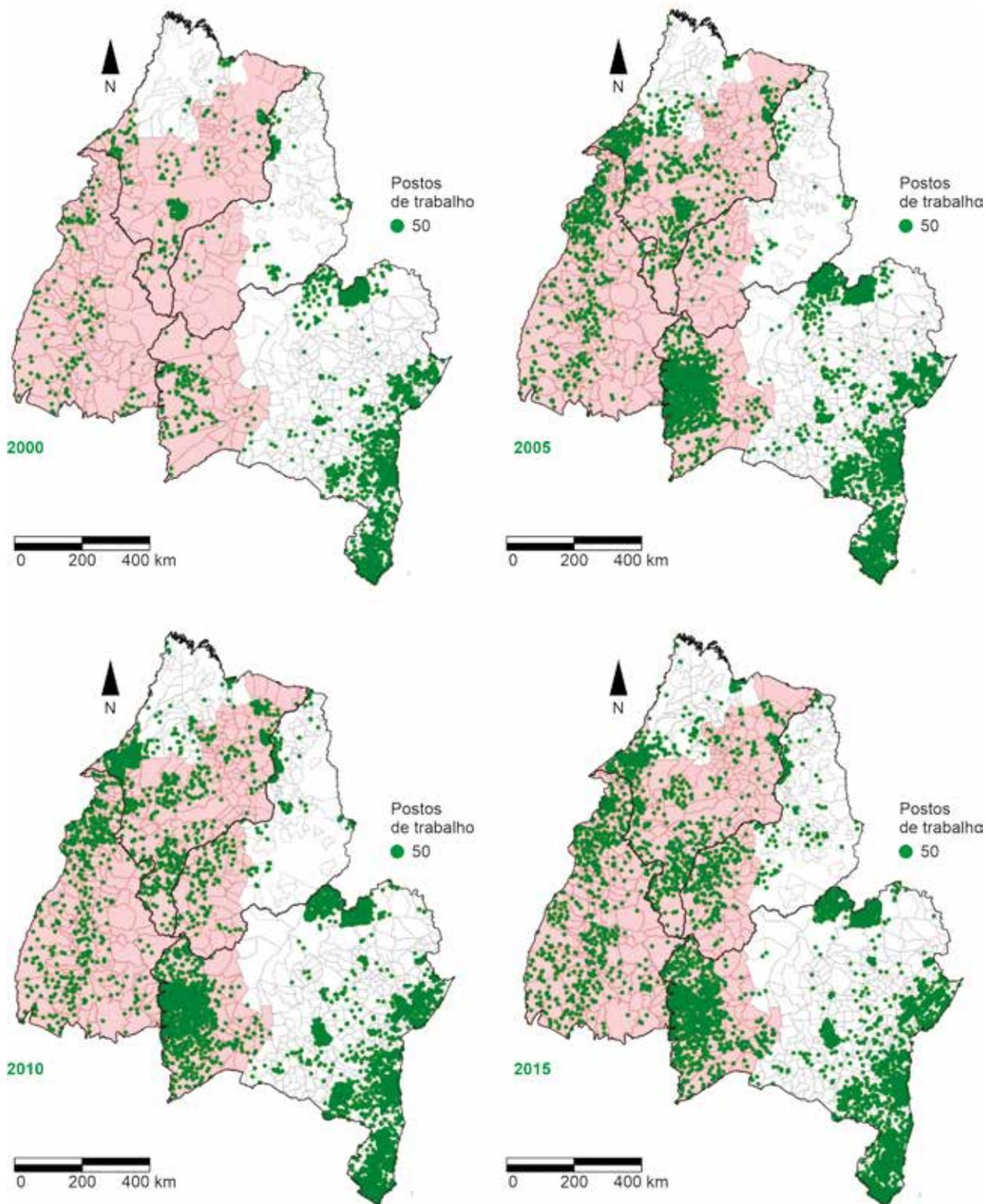


Figura 1. Distribuição dos postos formais de trabalho agropecuário no Matopiba e nos demais municípios dos estados que o compõem em 2000, 2005, 2010 e 2015.

Fonte: elaborado com o software R (R Core Team, 2020).

A ocupação agropecuária na região pode dinamizar também outras atividades via efeitos a montante e a jusante em toda a cadeia produtiva do setor. Com isso, torna-se importante pensar políticas públicas de incentivo à atração e à permanência de atividades agropecuárias, como a maior oferta de crédito e o financiamento de atividades econômicas agroindustriais.

A Figura 2 mostra os municípios dos estados do Matopiba segundo a renda média dos ocupados no setor agropecuário. Percebe-se que os municípios de maior renda média estão na referida região. Somente o Tocantins e alguns municípios na Bahia apresentam renda média semelhante àquela registrada na região da fronteira agrícola do Norte-Nordeste.

Além disso, observa-se que, apesar de o Vale do São Francisco possuir elevada quantidade de postos de trabalho, em média eles remuneram nas primeiras faixas salariais (Silva Filho et al., 2014) e se distanciam da remuneração média do Matopiba. Em todos os anos analisados, o maior número de municípios com as melhores faixas de remuneração média salarial era do Matopiba.

Quanto às características socioeconômicas da força de trabalho, a Tabela 1 mostra que a idade média da população ocupada no Matopiba subiu de 31,97 em 2000 para 33,91 no último ano – força de trabalho jovem em todos os anos da análise. A força de trabalho agropecuária do Matopiba é preponderantemente masculina, com percentual superior ao da feminina em todos os anos. Esses dados concordam com os de outros estudos que mostram a predominância de vínculos formais masculinos no setor agropecuário. O setor é um gueto de força de trabalho masculina, pois é grande a quantidade de atividades que demandam força física, apesar de a mecanização ser elevada e estar transformando essas condições (Silva Filho et al., 2010; Silva Filho & Silva, 2011; Silva Filho, 2013).

O microestabelecimento ocupava 51,96% da mão de obra em 2000 e 49,15% em 2015, sendo as atividades predominantemente de-

envolvidas com até 19 ocupados formais. Em 2000 não se registrou nenhum estabelecimento de grande porte na região e, no último ano, só 2,88% da forma de trabalho estava ocupada em estabelecimentos de grande porte. Tais resultados mostram a importância da agropecuária de micro, pequeno e médio portes na promoção do desenvolvimento econômico regional, o que justifica medidas e políticas creditícias para esses produtores, bem como a necessidade de difusão de tecnologia e assistência técnica, para permitir que eles tenham maior participação competitiva no mercado de produtos de origem agropecuária.

Os vínculos de trabalho eram mais curtos no Matopiba em 2000 e 2005. Em 2000, 65% dos ocupados ficavam menos de um ano nos postos de trabalho; em 2005, foram registrados 79,81% na mesma condição. Em 2015, o percentual recuou, mas permaneceu elevado: 57,52%. A elevada rotatividade pode ser resultado de contratos temporários de trabalho, decorrentes da sazonalidade da produção local. Com a agroindustrialização da região, é possível a manutenção de postos de trabalho, mesmo fora das fases de plantio, cultivo e colheita.

Houve redução da participação de ocupados sem instrução ou com ensino fundamental incompleto na região. Além disso, a participação de ocupados com curso superior foi baixa, mas crescente. Destaque-se que em 2000 a participação de ocupados com curso superior completo foi inferior a 1%. Em 2015, o Matopiba registrou 2,46% dos ocupados com curso superior.

Quanto à distribuição dos postos de trabalho entre os municípios do Matopiba, a Bahia respondia, em 2000, por 23,70% dos postos formais de trabalho. Em 2015, a participação subiu para 36,34%, sobretudo pela expansão da produção de grãos no oeste baiano (Silva Filho et al., 2017a).

A renda média, apesar de baixa, é crescente ao longo dos anos.

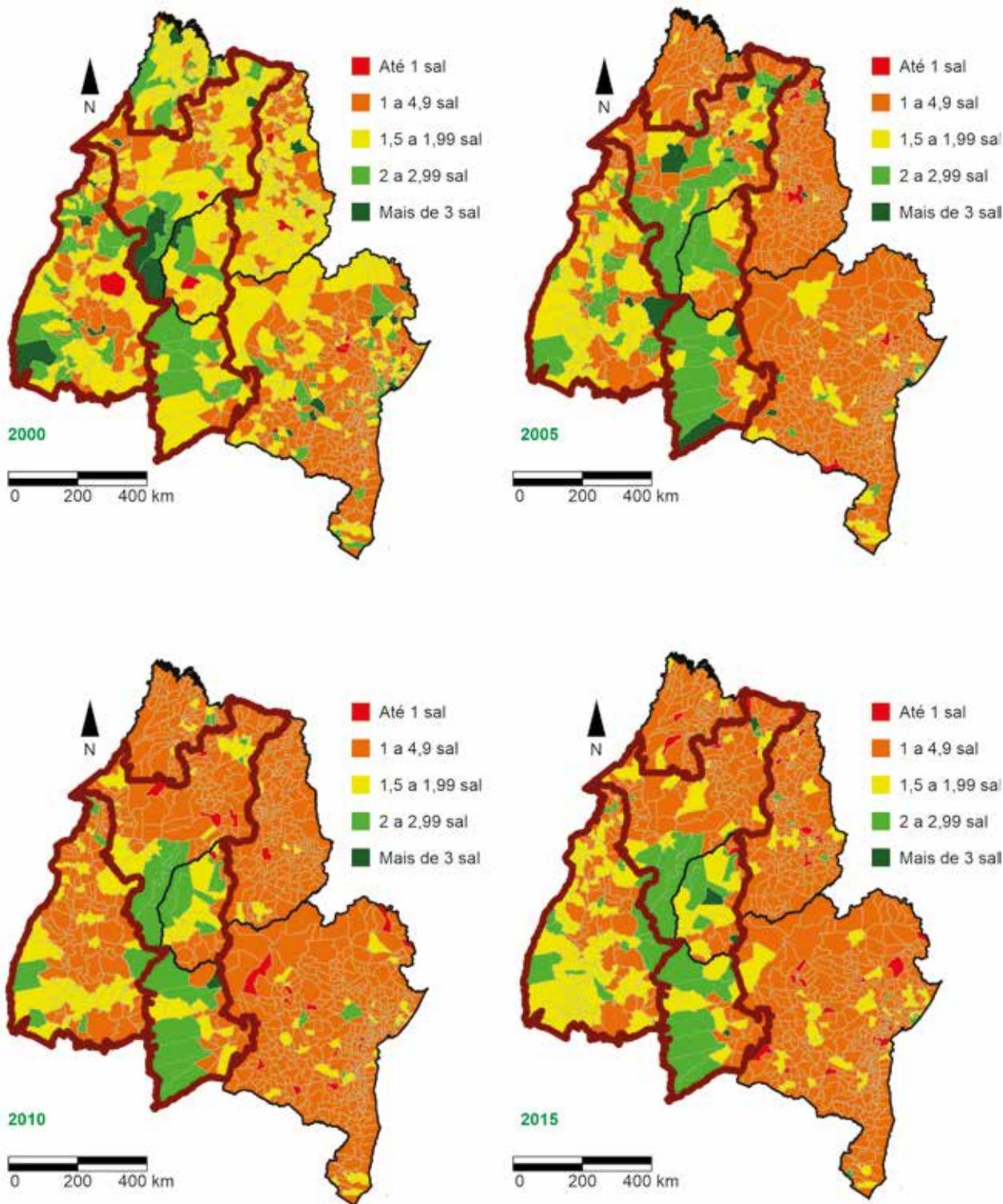


Figura 2. Classificação dos municípios por faixas salariais da agropecuária no Matopiba e nos demais municípios dos estados que o compõem – 2000/2005/2010/2015.

Fonte: elaborado com o software R (R Core Team, 2020).

Tabela 1. Caracterização socioeconômica e demográfica dos ocupados formais na agropecuária do Mato-piba em 2000, 2005, 2010 e 2015.

Variável	Matopiba			
	2000	2005	2010	2015
Idade média				
Idade	31,96	31,63	32,77	33,92
Sexo				
Masculino	93,71	94,39	92,16	91,28
Feminino	6,29	5,61	7,84	8,72
Distribuição por tamanho do estabelecimento				
Micro	51,96	47,01	41,22	49,15
Pequeno	23,30	30,34	26,26	27,05
Médio	24,74	16,64	27,04	20,92
Grande	0,00	6,02	5,48	2,88
Tempo de permanência no emprego formal				
Até 1 ano	65,98	76,59	68,89	57,52
(1, 2]	13,76	11,87	13,86	17,53
(2, 3]	8,29	4,69	6,21	8,37
(3, 5]	6,73	3,71	5,29	8,07
(5, 10]	4,25	2,52	4,66	6,23
Mais de 10 anos	0,99	0,62	1,09	2,29
Escolaridade				
Seminstfundinc	82,22	79,81	65,01	45,18
Fundcompmedinc	11,78	12,82	19,35	24,14
Medcompsupinc	5,44	6,71	14,25	28,17
Supcomp	0,56	0,66	1,36	2,46
Mestrado	0,00	0,00	0,04	0,04
Doutorado	0,00	0,00	0,00	0,01
Distribuição dos ocupados por região				
TO	33,40	21,63	21,44	27,54
MA	40,61	31,18	33,18	27,67
PI	2,29	2,66	4,98	8,45
BA	23,70	44,54	40,40	36,34
Renda média				
Renda do trabalho	961,52	1.230,23	1.470,62	1.763,54

Fonte: elaborado com dados da Rais (Brasil, 2020).

Diferenciais de rendimentos do trabalho no Matopiba: uma abordagem por regressões quantílicas

O estudo dos diferenciais de rendimentos do trabalho pode ser feito por subdivisões: homens e mulheres, urbano e rural (Stulp & Bagolin, 2009), idosos e não idosos (Moura & Cunha, 2010), setor formal e informal (Machado et al., 2008), etc. Além disso, os diferenciais podem ser analisados pela distribuição condicional dos salários, considerando as características socioeconômicas e demográficas dos trabalhadores ao longo da distribuição.

Como observado por Soares (2009) – que usou regressões quantílicas para analisar os diferenciais salariais e a desigualdade de renda nas mesorregiões mineiras –, houve aumento significativo do diferencial de salários quando comparados o primeiro (16,65%) e o último quartil (63,49%), levando em consideração o sexo do ocupado em 2001. De acordo com os resultados encontrados, o autor afirma que à medida que a renda aumenta, cresce a diferença salarial entre homens e mulheres, e isso resulta em discriminação salarial por sexo no mercado de trabalho formal das mesorregiões mineiras e na necessidade de políticas para o enfrentamento dessas disparidades.

O mesmo método foi empregado por Brito et al. (2018), que buscaram verificar nos vários quartis salariais os diferenciais de rendimentos entre migrantes pendulares e não pendulares na região metropolitana de Belo Horizonte em 2010. O estudo constatou que existe forte discriminação de sexo e raça/cor, principalmente quando se analisa os maiores quartis da distribuição dos salários. Homens brancos auferem rendas superiores às das mulheres e dos indivíduos negros ou pardos. Além disso, os quartis superiores exibem retornos do nível educacional mais elevado, mostrando que a educação possui grande importância para a determinação do diferencial de rendimento.

Silva Filho et al. (2017b) usaram regressões quantílicas para analisar os diferenciais de rendimentos do mercado de trabalho formal do Ceará em 2000–2014. Os resultados apontaram que no primeiro quartil da distribuição há pouca desigualdade nos rendimentos do trabalho. No entanto, ao avançar a análise dos quartis a diferença cresce. O 50º apresenta maiores desigualdades quando se observa o sexo, o tempo de permanência, o nível de escolaridade e a mesorregião. Já no 75º quartil, as disparidades salariais registradas são expressivas e se reduzem lentamente ao longo dos anos.

A seguir, utilizando o mesmo método, faz-se o estudo das desigualdades no setor agropecuário do Matopiba, com o objetivo de verificar o impacto das características socioeconômicas e demográficas sobre os diferenciais de rendimentos do trabalho formal na distribuição condicional dos salários. As Tabelas 2, 3 e 4 mostram resultados da distribuição condicional dos salários da força de trabalho na mediana, no terceiro quartil e no nonagésimo percentil. Todas as variáveis selecionadas possuem significância estatística a 1%.

A partir de 2010, homens (variável sexo) apresentam diferenciais de rendimentos do trabalho acima dos 20% em relação às mulheres, o que pode resultar do fato de o setor agropecuário ocupar majoritariamente homens, pelas próprias características dos postos de trabalho do setor e pela remuneração por produtividade, que exige força física, sobretudo nas atividades braçais e de campo. O mesmo ocorre quando se comparam o estabelecimento de pequeno porte com o microestabelecimento – o grande estabelecimento registra redução nos seus diferenciais. Apesar de os estabelecimentos de menores portes serem os que mais ocupam (Tabela 1), eles remuneram, em todos os quartis da distribuição, menos do que os maiores estabelecimentos. Essas disparidades podem ser atenuadas pela expansão do crédito e elevação da produtividade via implementação de tecnologia para geração de economias de escala nos estabelecimentos de menores portes.

Tabela 2. Impactos das características socioeconômicas e demográficas sobre os diferenciais de rendimentos do trabalho no setor agropecuário formal do Matopiba em 2000, 2005, 2010 e 2015 – mediana.

Mediana	2000	2005	2010	2015
(Intercepto)	6,351*** (0,050)	7,236*** (0,078)	7,306*** (0,037)	6,572*** (0,025)
Sexo (masculino)	0,195*** (0,016)	0,051*** (0,019)	0,233*** (0,008)	0,211*** (0,006)
Idade	0,034*** (0,003)	0,008*** (0,003)	0,013*** (0,002)	0,028*** (0,001)
Idade ²	0,000*** (0,000)	0,000*** (0,000)	0,000*** (0,000)	0,000*** (0,000)
Pequeno	0,173*** (0,015)	0,030*** (0,014)	0,196*** (0,006)	0,207*** (0,005)
Médio	0,393*** (0,015)	0,030*** (0,016)	0,227*** (0,007)	0,131*** (0,008)
Grande	-	0,402*** (0,009)	0,212*** (0,012)	0,101*** (0,021)
(1, 2]	0,078*** (0,014)	0,026*** (0,014)	0,136*** (0,008)	0,083*** (0,009)
(2, 3]	0,114*** (0,020)	0,055*** (0,036)	0,190*** (0,009)	0,196*** (0,013)
(3, 5]	0,153*** (0,023)	0,294*** (0,028)	0,203*** (0,014)	0,247*** (0,011)
(5, 10]	0,223*** (0,020)	0,340*** (0,011)	0,244*** (0,029)	0,324*** (0,013)
Mais de 10 anos	0,317*** (0,109)	0,649*** (0,012)	0,412*** (0,023)	0,382*** (0,019)
Fundcompmedinc	0,137*** (0,017)	0,041*** (0,018)	0,102*** (0,010)	0,039*** (0,006)
Medcompsupinc	0,443*** (0,023)	0,410*** (0,009)	0,227*** (0,008)	0,131*** (0,007)
Supcomp	0,912*** (0,040)	1,056*** (0,031)	0,942*** (0,009)	0,781*** (0,013)
MA	-0,251*** (0,016)	0,004*** (0,007)	-0,013*** (0,006)	0,000*** (0,006)
PI	0,052*** (0,058)	0,274*** (0,071)	0,225*** (0,013)	0,281*** (0,010)
BA	0,060*** (0,014)	0,041*** (0,015)	0,245*** (0,008)	0,194*** (0,007)

Notas: *** significância a 1%; ** significância a 5%; * significância a 10%.

Fonte: elaborado com microdados da Rais (Brasil, 2020).

Quanto à educação dos ocupados, esta gera fortes impactos nos diferenciais de rendimentos, principalmente quando se elevam os níveis de escolaridade. A categoria superior completo, em comparação à sem instrução ou

com ensino fundamental incompleto (categoria de referência), registra grandes diferenciais de rendimentos, que decrescem nos últimos anos selecionados. A elevação dos níveis educacionais dos ocupados em qualquer atividade

econômica faz crescer os retornos salariais. Nesse caso, a mão de obra é mais produtiva e melhoraram todos os resultados via elevação da produtividade da força de trabalho mais bem qualificada. Apenas o Maranhão exibe renda inferior à variável de referência (o Tocantins), isso para 2000 e 2015.

No terceiro quartil da distribuição (Tabela 3), as variáveis também confirmam diferenciais de rendimentos por características socioeconômicas e demográficas dos ocupados. A variável sexo mostra que um homem ocupado na agropecuária auferia renda superior à de uma mulher em todos os anos selecionados. Esses resultados

Tabela 3. Impactos das características socioeconômicas e demográficas sobre os diferenciais de rendimentos do trabalho agropecuário formal no Matopiba em 2000, 2005, 2010 e 2015 – 3º quartil.

3º Quartil	2000	2005	2010	2015
(Intercepto)	6,689*** (0,069)	6,784*** (0,043)	7,158*** (0,036)	6,789*** (0,035)
Sexo (masculino)	0,226*** (0,022)	0,320*** (0,010)	0,289*** (0,006)	0,281*** (0,012)
Idade	0,028*** (0,004)	0,035*** (0,002)	0,034*** (0,002)	0,030*** (0,002)
Idade ²	0,000*** (0,000)	0,000*** (0,000)	0,000*** (0,000)	0,000*** (0,000)
Pequeno	0,129*** (0,014)	0,137*** (0,005)	0,176*** (0,008)	0,161*** (0,006)
Médio	0,315*** (0,012)	0,176*** (0,010)	0,232*** (0,006)	0,113*** (0,007)
Grande	-	0,268*** (0,010)	0,234*** (0,009)	0,128*** (0,023)
(1, 2]	0,058*** (0,015)	0,066*** (0,004)	0,087*** (0,009)	0,074*** (0,008)
(2, 3]	0,084*** (0,016)	0,094*** (0,005)	0,194*** (0,007)	0,157*** (0,009)
(3, 5]	0,115*** (0,019)	0,154*** (0,014)	0,232*** (0,008)	0,187*** (0,011)
(5, 10]	0,166*** (0,013)	0,223*** (0,008)	0,261*** (0,011)	0,290*** (0,010)
Mais de 10 anos	0,410*** (0,063)	0,413*** (0,007)	0,384*** (0,045)	0,307*** (0,010)
Fundcompmedinc	0,113*** (0,012)	0,094*** (0,004)	0,087*** (0,008)	0,047*** (0,007)
Medcompsupinc	0,463*** (0,024)	0,329*** (0,005)	0,260*** (0,007)	0,162*** (0,007)
Supcomp	0,829*** (0,013)	0,825*** (0,009)	0,914*** (0,034)	0,749*** (0,017)
MA	-0,111*** (0,016)	0,058*** (0,011)	-0,020*** (0,010)	0,017*** (0,008)
PI	0,092*** (0,034)	0,181*** (0,010)	0,244*** (0,012)	0,224*** (0,010)
BA	0,078*** (0,012)	0,178*** (0,007)	0,232*** (0,009)	0,142*** (0,007)

Notas: *** significância a 1%; ** significância a 5%; * significância a 10%.

Fonte: elaborado com microdados da Rais (Brasil, 2020).

podem estar atrelados à própria característica do vínculo empregatício que remunera uma quantia fixa de salário e uma variável que está atrelada à produtividade no mais das vezes. Além disso, a produtividade na agropecuária depende também do esforço físico em muitas atividades, o que acaba por remunerar a força de trabalho masculina. Leone & Baltar (2006) encontraram resultados semelhantes para as regiões metropolitanas. Em 2002, os autores observaram que, em qualquer quartil da distribuição condicional dos salários, os homens auferem renda cerca de 20% a mais que a das mulheres.

Quanto ao porte do estabelecimento, um ocupado no microestabelecimento (categoria de referência) auferem rendimento menor do que os ocupados nas outras categorias. Esses diferenciais caem ao longo do período analisado, sobretudo no grande estabelecimento – 27% em 2005 e apenas 13% em 2015. Assim, mesmo com maior capacidade relativa de ocupação, os menores estabelecimentos remuneram menos do que os maiores em todos os anos na mediana da renda do trabalho agropecuário. Isso pode estar associado à baixa tecnologia empregada na produção, o que causa menor produtividade e, conseqüentemente, menor transbordamento de renda ao trabalhador.

Para o terceiro quartil, os diferenciais salariais relativos à escolaridade são bastante expressivos. Os diferenciais de renda do trabalho crescem com o nível de escolaridade. A categoria superior completo chega a registrar, em 2010, renda 91% maior do que os ocupados sem instrução ou com ensino fundamental incompleto. Ou seja, a educação possui elevado impacto nos retornos salariais. Além disso, o Maranhão, entre os estados analisados, foi o único que registrou rendimentos inferiores ao do Tocantins, tanto em 2000 quanto em 2010.

As características socioeconômicas e demográficas pelo nonagésimo percentil (Tabela 4) permanecem sendo responsáveis por elevados diferenciais de rendimentos do trabalho agropecuário, mesmo nas rendas mais elevadas. O sexo (masculino) e o tamanho do estabelecimento

são categorias que exibem essas disparidades em todos os anos em questão. Um homem ocupado na agropecuária do Matopiba ganha renda superior à de uma mulher, bem como os indivíduos empregados no estabelecimento de pequeno, médio e grande portes auferem rendimentos maiores do que aqueles ocupados no microestabelecimento.

Quanto à escolaridade, possuir ensino superior completo eleva os rendimentos em favor dos seus detentores quando comparado aos trabalhadores sem instrução ou com ensino fundamental incompleto. Nesse percentil, chama a atenção o fato de o Maranhão apresentar rendimentos inferiores ao do Tocantins só em 2000; nos casos da mediana e do terceiro quartil, isso ocorreu tanto em 2000 quanto em 2010.

Considerações finais

O objetivo deste artigo foi analisar os diferenciais de rendimentos do trabalho na distribuição condicional dos salários nos municípios do Matopiba, última fronteira agrícola brasileira, em 2000, 2005, 2010 e 2015. Fez-se uso de regressões quantílicas para reduzir os efeitos do *outliers* sobre a média dos coeficientes estimados e por ser possível acompanhar os efeitos das características socioeconômicas e demográficas sobre as disparidades ao longo da distribuição condicional da renda.

Constatou-se elevação da renda média do trabalho entre os anos analisados, o que elevou o poder de compra da força de trabalho ocupada, já que se trataram de ganhos nominais e reais de renda. Além disso, mesmo na área de maior renda, percebe-se disparidades de renda, o que decorre de características socioeconômicas e demográficas, bem como do perfil dos postos de trabalho.

Os resultados sugerem a necessidade de políticas públicas capazes de elevar a produtividade, sobretudo dos produtores que atuam com menor capacidade de ocupação e de transbordamento de renda. Com isso, espera-se

Tabela 4. Impactos das características socioeconômicas e demográficas sobre os diferenciais de rendimentos do trabalho agropecuário formal no Matopiba em 2000, 2005, 2010 e 2015 – 90º percentil.

90º Percentil	2000	2005	2010	2015
(Intercepto)	7,089*** (0,070)	7,404*** (0,043)	7,623*** (0,047)	7,125*** (0,050)
Sexo (masculino)	0,196*** (0,028)	0,239*** (0,010)	0,255*** (0,019)	0,231*** (0,014)
Idade	0,018*** (0,004)	0,022*** (0,002)	0,026*** (0,002)	0,025*** (0,003)
Idade ²	0,000*** (0,000)	0,000*** (0,000)	0,000*** (0,000)	0,000*** (0,000)
Pequeno	0,103*** (0,013)	0,106*** (0,006)	0,134*** (0,009)	0,159*** (0,009)
Médio	0,266*** (0,019)	0,126*** (0,009)	0,170*** (0,009)	0,095*** (0,009)
Grande	-	0,059*** (0,021)	0,162*** (0,012)	0,129*** (0,028)
(1, 2]	0,041*** (0,016)	0,009*** (0,007)	0,064*** (0,009)	0,079*** (0,009)
(2, 3]	0,078*** (0,020)	0,027*** (0,006)	0,136*** (0,012)	0,160*** (0,013)
(3, 5]	0,102*** (0,023)	0,059*** (0,006)	0,199*** (0,015)	0,180*** (0,017)
(5, 10]	0,156*** (0,019)	0,146*** (0,019)	0,243*** (0,017)	0,336*** (0,021)
Mais de 10 anos	0,451*** (0,033)	0,375*** (0,011)	0,426*** (0,026)	0,385*** (0,055)
Fundcompmedinc	0,097*** (0,019)	0,045*** (0,007)	0,069*** (0,011)	0,056*** (0,009)
Medcompsupinc	0,451*** (0,020)	0,303*** (0,007)	0,278*** (0,011)	0,189*** (0,008)
Supcomp	0,698*** (0,018)	0,714*** (0,012)	0,847*** (0,011)	0,702*** (0,023)
MA	-0,015*** (0,014)	0,150*** (0,014)	0,020*** (0,011)	0,091*** (0,011)
PI	0,084*** (0,035)	0,157*** (0,016)	0,182*** (0,014)	0,220*** (0,017)
BA	0,085*** (0,014)	0,136*** (0,007)	0,201*** (0,011)	0,122*** (0,009)

Notas: *** significância a 1%; ** significância a 5%; * significância a 10%.

Fonte: elaborado com microdados da Rais (Brasil, 2020).

a elevação da renda do trabalho dos ocupados com base num possesso de melhor distribuição da renda gerada.

A redução da desigualdade de renda opera também no sentido de promover maior compe-

tividade no setor, dada pela oferta de emprego à força de trabalho mais produtiva. Promove-se, assim, a concorrência, pelo lado da demanda por trabalho, e maior estímulo à produtividade, pelo lado da oferta de emprego.

Nas áreas de ocupação do agronegócio, a geração e distribuição de renda do trabalho são relevantes para o desempenho de outras atividades econômicas. Assim, dinamizar esse setor no Matopiba é relevante também pelo efeito transbordamento que pode disso decorrer.

Referências

- ALMEIDA, W. da S. de; ALMEIDA, P.M. de. Diferenciais salariais e discriminação por gênero e raça no mercado de trabalho potiguar (2012). **Revista de Economia Regional, Urbana e do Trabalho**, v.3, p.14-30, 2014.
- AUGUSTO, N.; ROSELINO, J.E.; FERRO, A.R. A evolução recente da desigualdade entre negros e brancos no mercado de trabalho das regiões metropolitanas do Brasil. **Revista Pesquisa & Debate**, v.26, p.105-127, 2015.
- BATISTA, N.N.F.; CACCIAMALI, M.C. Diferencial de salários entre homens e mulheres segundo a condição de migração. **Revista Brasileira de Estudos de População**, v.26, p.97-115, 2009. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0102-30982009000100008>.
- BORJAS, G.J. **Self-selection and the earnings of immigrants**. Cambridge: National Bureau of Economic Research, 1987. (NBER. Working Paper, n.2248).
- BRASIL. Ministério da Economia. **Relação Anual de Informações Sociais - RAIS**. Disponível em: <<http://www.rais.gov.br/sitio/index.jsf>>. Acesso em: 19 out. 2020.
- BRITO, D.J.M. de; SILVA, M.V.A. e; HERMETO, A.M. Mobilidade pendular na região metropolitana de Belo Horizonte: uma investigação dos diferenciais de rendimento do trabalho. **Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos**, v.12, p.477-503, 2018.
- BUAINAIN, A.M.; GARCIA, J.R. Crescimento da agricultura no cerrado nordestino: fatores condicionantes, limites e resultados socioeconômicos. In: VIEIRA FILHO, J.E.R.; GASQUES, J.G. (Org.). **Agricultura, transformação produtiva e sustentabilidade**. Brasília: Ipea, 2016. Cap.4, p.109-139.
- BUCHINSKY, M. Recent advances in quantile regression models: a practical guideline for empirical research. **The Journal of Human Resources**, v.33, p.88-126, 1998. DOI: <https://doi.org/10.2307/146316>.
- CAMPANTE, F.R.; CRESPO, A.R.V.; LEITE, P.G.P.G. Desigualdade salarial entre raças no mercado de trabalho urbano brasileiro: aspectos regionais. **Revista Brasileira de Economia**, v.58, p.185-210, 2004. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0034-71402004000200003>.
- CARVALHO, A.P. de; NÉRI, M.C.; SILVA, D.B. **Diferenciais de salários por raça e gênero no Brasil**: aplicação dos procedimentos de Oaxaca e Heckman em pesquisas amostrais complexas. Rio de Janeiro: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, 2006.
- CAVALIERI, C.H.; FERNANDES, R. Diferenciais de salários por gênero e cor: uma comparação entre as regiões metropolitanas brasileiras. **Revista de Economia Política**, v.18, p.158-175, 1998.
- FREGUGLIA, R. da S.; PROCÓPIO, T.S. Efeitos da mudança de emprego e da migração interestadual sobre os salários no Brasil formal: evidências a partir de dados em painel. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v.43, p.255-278, 2013.
- GASQUES, J.G.; BASTOS, E.T.; BACHI, M. Produtividade e crescimento da agricultura brasileira. **Agronegócios**, p.72, 2011.
- KOENKER, R.; BASSETT JR., G. Regression quantiles. **Econometrica**, v.46, p.33-50, 1978.
- LEE, E.S. Uma teoria sobre a migração. In: MOURA, H.A. (Org.). **Migração interna: textos selecionados**. Fortaleza: Banco do Nordeste do Brasil, 1980. p.89-114.
- LEONE, E.T.; BALTAR, P. Mercado de trabalho metropolitano: gênero e diferenças de rendimento, 1992-2000. **Revista Gênero**, v.6-7, p.37-58, 2006.
- MACHADO, A.F.; OLIVEIRA, A.M.H.C. de; ANTIGO, M. Evolução do diferencial de rendimentos entre setor formal e informal no Brasil: o papel das características não observadas. **Revista de Economia Contemporânea**, v.12, p.355-388, 2008. DOI: <https://doi.org/10.1590/S1415-98482008000200007>.
- MATOS, R.S.; MACHADO, A.F. Diferencial de rendimento por cor e sexo no Brasil (1987-2001). **Revista Econômica**, v.8, p.5-27, 2006.
- MIRANDA, H. Expansão da agricultura e sua vinculação com o processo de urbanização na Região Nordeste/Brasil (1990-2010). **EURE**, v.38, p.173-201, 2012. DOI: <https://doi.org/10.4067/S0250-71612012000200007>.
- MIRANDA, R.S.; GOMES, R.A. Dinâmicas agrárias e conflitos socioambientais no Sul do Maranhão. In: CONGRESSO INTERNACIONAL DA ASSOCIAÇÃO LATINOAMERICANA DE SOCIOLOGIA, 28., 2011, Recife. **Anais**. Recife: Ed. da UFPE, 2011. ALAS 2011.
- MOURA, C.S. de; CUNHA, M.S. da. Fatores determinantes da participação e do rendimento do idoso e não-idoso no mercado de trabalho brasileiro. **A Economia em Revista**, v.18, p.153-168, 2010.
- R CORE TEAM. **R: A language and environment for statistical computing**. Vienna: R Foundation for Statistical Computing, 2020. Disponível em: <<https://www.R-project.org/>>. Acesso em: 19 out. 2020.
- SANTOS, P.L.; CAVALCANTE, A.W.P.; SILVA FILHO, L.A. da S. A competitividade do cacau baiano frente ao

comércio internacional. **Revista Economia & Tecnologia**, v.9, p.101-112, 2013. DOI: <https://doi.org/10.5380/ret.v9i4.32338>.

SERIGATI, F.; RODRIGUES, R.M.; POSSAMAI, R.; VIEIRA FILHO, J.E.R. **O mercado de trabalho na fronteira do agronegócio**: quanto a dinâmica no Matopiba difere das regiões mais tradicionais? Rio de Janeiro: IPEA, 2017. (IPEA. Texto para discussão, 2277).

SILVA FILHO, L.A. da. Mudanças estruturais, mercado de trabalho e rotatividade no emprego agropecuário no Brasil. **RDE - Revista de Desenvolvimento Econômico**, v.15, p.5-15, 2013. DOI: <https://doi.org/10.21452/rde.v15i27.2557>.

SILVA FILHO, L.A. da; MIYAMOTO, B.C.B.; MAIA, A.G. Condicionantes socioeconômicos da imigração nos municípios do estado da Bahia - 2000/2010. **Revista Desenharia**, v.14, p.29-57, 2017a.

SILVA FILHO, L.A. da; MIYAMOTO, B.C.B.; SANTOS, J.M. Mercado de trabalho e diferenciais de rendimentos no emprego formal no Ceará no período de 2000 a 2014. **Revista Econômica do Nordeste**, v.48, p.25-44, 2017b.

SILVA FILHO, L.A. da; SILVA, J.L.M. da. Evolução do emprego formal na agropecuária do Nordeste brasileiro – 1999-2009. **Revista GeoNordeste**, ano22, p.97-116, 2011.

SILVA FILHO, L.A. da; SILVA, J.L.M. da; QUEIROZ, S.N. de. Avaliação empírica do emprego formal agropecuário na região Centro-Oeste no período de 2000 a 2008. **Perspectiva Econômica**, v.6, p.1-22, 2010. DOI: <https://doi.org/10.4013/pe.2010.62.01>.

SILVA FILHO, L.A. da; SILVA, J.L.M. da; QUEIROZ, S.N. de. Emprego formal e rotatividade no mercado de trabalho agropecuário no Nordeste: 2000-2001 e 2009-2010. **Perspectiva Econômica**, v.10, p.39-51, 2014. DOI: <https://doi.org/10.4013/pe.2014.101.04>.

SOARES, S.S.D. **O perfil da discriminação no mercado de trabalho**: homens negros, mulheres brancas e mulheres negras. Brasília: Ipea, 2000. (Texto para discussão, n.769).

SOARES, W.R.F. Diferenças salariais e desigualdade de renda nas mesorregiões mineiras: uma análise a partir dos microdados da RAIS utilizando Regressão Quantílica. **Revista Econômica do Nordeste**, v.40, p.32-59, 2009.

STULP, V.J.; BAGOLIN, I.P. Determinantes das variações na desigualdade dos rendimentos do mercado formal de trabalho na agricultura do Rio Grande do Sul. **Revista de Economia**, v.34, p.73-89, 2009.

VIEIRA FILHO, J.E.R. A fronteira agropecuária brasileira: redistribuição produtiva, efeito poupa-terra e desafios estruturais logísticos. In: VIEIRA FILHO, J.E.R.; GASQUES, J.G. (Org.). **Agricultura, transformação produtiva e sustentabilidade**. Brasília: Ipea, 2016. Cap.3, p.89-107.

Desempenho e fontes de crescimento da fruticultura tropical e subtropical no Brasil¹

Wendell Cassemiro da Silva²
Cárliton Vieira dos Santos³

Resumo – Este trabalho usa o método *shift-share* para analisar o desempenho e as fontes de crescimento de 14 culturas frutíferas no Brasil em 1994–2018. Os resultados mostram que não se pode definir um padrão de comportamento para todo o conjunto das culturas no período de análise. De 1994 a 2018, a produção total dessas frutíferas cresceu 32,75% apesar da retração de 12,48% na área cultivada, o que foi possível por causa de rendimento e melhor aproveitamento de vantagens locais. A análise por subperíodos (1994–2000, 2000–2006, 2006–2012 e 2012–2018) revelou desempenhos bastante heterogêneos, tanto para o conjunto de culturas quanto para cada uma delas individualmente. O primeiro subperíodo foi o único de expansão simultânea da produção e da área com o conjunto de culturas. O segundo registrou o maior crescimento na produção do grupo de frutíferas analisado, com expressivos ganhos de produtividade para várias culturas. Depois disso, o desempenho declinou, com queda, no último subperíodo, tanto da área quanto da produção. Alerta-se para a necessidade da articulação dos diversos segmentos da cadeia produtiva de frutas e entre os setores privado e público para explorar as potencialidades dos mercados interno e externo.

Palavras-chave: análise, performance, mesorregiões, *shift-share*.

Performance and sources of growth in tropical and subtropical fruit farming in Brazil

Abstract – This work uses the *shift-share* method to analyze the performance and sources of growth of 14 fruit crops in Brazil in 1994–2018. The results show that it is not possible to define a pattern of behavior for all crops in the period of analysis. From 1994 to 2018, the total production of these fruits grew 32.75% despite the 12.48% retraction in the cultivated area, which was possible because of yield and better use of local advantages. The analysis by sub-periods (1994–2000, 2000–2006, 2006–2012 and 2012–2018) revealed quite heterogeneous performances, both for the set of crops and for each of them individually. The first subperiod was the only one of simultaneous expansion of production and area with the set of crops. The second subperiod recorded the highest growth in

¹ Original recebido em 20/4/2020 e aprovado em 14/7/2020.

² Mestrando em Economia. E-mail: wendellcassemiro@hotmail.com

³ Professor do Departamento de Economia e do Programa de Pós-Graduação em Economia (PPGEco) da Universidade Estadual de Ponta Grossa (UEPG) E-mail: carlitosantos@gmail.com

production of the group of fruits analyzed, with significant gains in productivity for several crops. After that, the performance declined, with a fall, in the last subperiod, both in the area and in the production of the set of crops. The need to articulate the various segments of the fruit production chain and between the private and public sectors to explore the potentialities of the internal and external markets is warned.

Keywords: analysis, performance, mesoregions, shift-share.

Introdução

A história do Brasil está fortemente ligada à sua produção agrícola. Durante a quase totalidade do primeiro período republicano, o País foi comandado por presidentes ligados aos principais estados produtores de commodities agrícolas.

Para Tavares (1972), o modelo primário-exportador no Brasil caracterizou-se por alta rentabilidade, poucas culturas e alta concentração do capital e da propriedade dos recursos naturais. Assim, havia grande disparidade entre a estrutura produtiva geral e a demanda interna por manufaturas, atendida majoritariamente por importações.

Vários momentos históricos impuseram ajustes à produção agrícola brasileira. A Crise de 1930 impôs necessidades de ajustes que levaram à substituição do modelo primário-exportador pelo de substituição de importações. Mais recentemente, vários fatos histórico-econômicos provocaram transformações na sua agricultura: i) a abertura comercial iniciada no fim da década de 1980 e intensificada na de 1990; ii) a implantação do Plano Real em meados de 1994 e as políticas subjacentes para manter a estabilidade dos preços; iii) a expansão de demanda dos mercados emergentes na primeira década do século 21, em especial por produtos de origem agrícola; iv) a implementação de programas para o incentivo da agricultura, como o Programa Nacional de Fortalecimento da Agricultura Familiar (Pronaf - 1995)⁴; v) a crise econômica global de 2008; e vi) a recessão econômica brasileira em 2014–2016.

A literatura empírica brasileira sobre o desempenho de sua agricultura é vasta, mas o enfoque é predominantemente dado às principais commodities agrícolas para exportação ou a culturas de grande relevância ao abastecimento em massa do mercado doméstico. Pouca atenção é dada a outras atividades agrícolas, como ao comportamento da fruticultura nacional nas últimas décadas, especialmente a partir do Plano Real.

Com produção anual próxima de 44 milhões de toneladas nos últimos anos, e com área plantada acima de dois milhões de hectares, espalhada por todo o seu território, o Brasil é o 3º maior produtor mundial de frutas, atrás da China e da Índia. Além disso, a cadeia produtiva de frutas gera mais de cinco milhões de empregos, atingindo áreas onde outras atividades de produção de alimentos não seriam viáveis economicamente, como o Semiárido (Brasil, 2018).

O mercado interno é o principal destino da produção nacional (Fachinello et al., 2011), e com grande potencial de crescimento, já que apenas 24,1% dos brasileiros consomem a quantidade de frutas frescas e hortaliças recomendada pela Organização Mundial de Saúde (Agronegócio: fruticultura, 2015). Ao mercado externo são destinadas de 2% a 3% da produção nacional, o que coloca o país apenas na 23ª posição entre os maiores exportadores de frutas, atrás de outros países latino-americanos, como o Chile e, mais recentemente, o Peru (Brasil, 2018).

Dados da Pesquisa Agrícola Municipal (PAM) (IBGE, 2019a) para 2018 mostram que das

⁴ Nesse período foram criados também uma série de programas para apoio a atividades agrícolas específicas, como o Programa de Apoio e Desenvolvimento da Fruticultura Irrigada do Nordeste (Brasil, 1997); o sistema de Produção Integrada de Frutas (PIF), em 1998 (Quintino et al., 2010); o Programa de Desenvolvimento da Fruticultura (Prodefruta) (Bacen, 2003); o Programa Estadual de Fruticultura (Profruta/RS) em 2003 (Mattei & Triches, 2009); e a nova Lei de Irrigação (Brasil, 2013).

24 culturas frutíferas⁵ daquele banco de dados, 50,63% do total da produção está no Sudeste. A liderança dessa região está relacionada à sua expressiva produção de laranja, que respondeu, em 2018, por 39,13% de toda a produção de frutas do Brasil. A Figura 1 mostra essa concentração no Sudeste e crescimento de participação no Nordeste.

Dada a extensão longitudinal do território brasileiro, uma classificação importante da fruticultura está relacionada ao tipo de clima no qual a cultura está mais fortemente concentrada. Das culturas frutíferas do banco de dados do IBGE, 14 são classificadas como “de clima tropical”, três “de clima subtropical” e sete “de clima temperado”. Essa classificação encontra correspondência com a distribuição espacial dessas culturas ao longo do território nacional. No Brasil, conforme dados da PAM para 2018 (IBGE, 2019a), 62,45% da produção de frutos de clima tropical está no Norte e Nordeste, com destaque para a produção irrigada do Vale do São Francisco, enquanto 82,51% da produção

de frutos de clima subtropical é do Sudeste e 74,34% da produção de frutos de clima temperado vem do Sul. Do total produzido de frutos no Brasil em 2018, 47,56% foi de frutos tropicais, 44,93% de frutos subtropicais e 7,51% de frutos temperados⁶.

Dada a expressiva representatividade das culturas tropicais e subtropicais da fruticultura brasileira (92,49% do total da produção em 2018), o foco de análise deste trabalho será nessas duas categorias. A escolha do período 1994–2018 busca envolver o período de maior estabilidade inflacionária do Brasil contemporâneo, até o ano mais recente para o qual havia dados disponíveis para a análise.

Metodologia e fonte dos dados

O método *Shift-Share*

O método de análise empregado aqui é o *shift-share*, na sua variante para a agricultura⁷. O

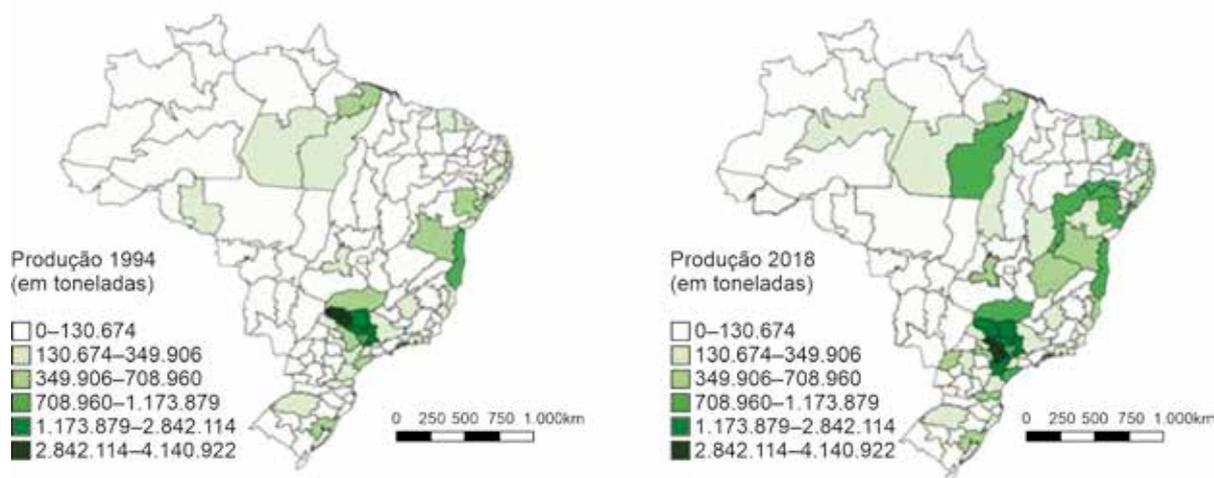


Figura 1. Distribuição espacial do total produzido de frutos tropicais e subtropicais nas mesorregiões brasileiras em 1994 e 2018.

Fonte: elaborado com dados do IBGE (2019c).

⁵ Abacate, abacaxi, açaí, banana (cacho), cacau (amêndoa), caqui, castanha-de-caju, coco-da-baía, figo, goiaba, guaraná (semente), laranja, limão, maçã, mamão, manga, maracujá, marmelo, melancia, melão, pera, pêssego, tangerina e uva.

⁶ As culturas de abacaxi e coco-da-baía não são medidas em toneladas. Para fins de comparação, as unidades de medida dessas culturas foram convertidas conforme metodologia a ser explicada na segunda seção.

⁷ Simões (2006) apresenta uma descrição sintética sobre o método *shift-share* e algumas das suas principais versões e/ou variantes formais.

método é largamente empregado para mensurar as fontes de variação – crescimento ou queda – na produção de um conjunto de culturas em determinado período, levando em conta dados relativos ao início e ao fim do período em consideração.

Quanto à aplicação do método para análise da agricultura do Brasil como um todo ou de subespaços do território nacional, há uma vasta relação de estudos: Igreja et al. (1983), Yokoyama & Igreja (1992), Moreira (1996), Souza & Santos (2009), Feix & Zanin (2013), Aguiar & Souza (2014), Santos & Araújo (2014), Garcia & Buainain (2016) e Defante et al. (2018) e muitos outros. Contudo, o único estudo identificado que usou o método para análise de frutíferas foi Bahiense & Souza (2015), que investigaram o desenvolvimento da fruticultura no Estado do Rio de Janeiro.

O método *shift-share*, no contexto de interesse deste trabalho, decompõe o desempenho da fruticultura em três componentes – ou efeitos, ou fontes de variação ou, ainda, fontes de crescimento: efeito área (EA), que retrata as variações da área cultivada; efeito rendimento (ER), que leva em conta variações no rendimento (produtividade) das culturas; e o efeito localização geográfica (ELG), que capta as variações na localização geográfica da cultura de um período para outro entre as mesorregiões. EA mostra as mudanças na produção que decorrem unicamente das variações da área cultivada, mantidos inalterados o rendimento e a localização geográfica. Para os outros dois efeitos, a lógica é a mesma.

Seleção das culturas

A exclusão das culturas primordialmente estabelecidas em clima temperado está relacionada com sua menor participação no agregado das culturas (7,51% da produção). Além disso, foram adotados os seguintes critérios para delimitar o grupo de culturas:

- 1) **Volume de produção** – foram excluídas as culturas com produção inferior a 200 mil toneladas em 2018. O intuito desse

corte é analisar apenas as culturas que representassem pelo menos 0,5% de toda a produção de frutas no período mais recente de estudo. Desse modo, caqui, castanha-de-caju, figo, pera, guaraná e marmelo ficaram de fora.

- 2) **Base de dados significativa** – como o propósito da pesquisa é estudar o período pós-Plano Real (1994–2018), o açaí, cujos dados são de 2015 em diante, não foi incluído na análise, apesar de seu significativo volume de produção (3,54% de toda a produção frutífera em 2018).

Desse modo, o estudo analisa um conjunto de 14 culturas – tropicais e subtropicais – de grande relevância para a fruticultura brasileira: abacate, abacaxi, banana, cacau, coco-da-baía, goiaba, laranja, limão, mamão, manga, maracujá, melancia, melão e tangerina. Assim, o estudo abrange 88,62% de toda a produção de frutos registrada no banco de dados utilizado, totalizando 37.852.897 toneladas em 2018.

Fonte dos dados

Os dados utilizados são provenientes da Pesquisa Agrícola Municipal (PAM), do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE, 2019a).

Cabe observar que, de acordo com notas do IBGE, a unidade de contabilização das culturas diverge no banco de dados ao longo do tempo. Por isso, procedeu-se à conversão de todas as medidas para toneladas, via tabela de conversão disponibilizada pelo IBGE (2019b). Para abacaxi e coco-da-baía, que não constavam da lista disponibilizada, foram adotadas informações complementares para conversão. Para o abacaxi, foi utilizada a média de peso pesquisada por Matsuda (2001), citado por Granada et al. (2004), de 1,30 kg/fruto. Quanto ao coco-da-baía, Andrade et al. (2004) observaram que o peso médio do coco residual é de 1,415 g. Já Rosa et al. (2001) verificaram que os resíduos do coco-da-baía respondem por 80% de seu peso. Assim, mesclando essas informa-

ções, foi considerado o peso médio de 1,76 kg/fruto para o coco-da-baía.

Descrição matemática sintética do método e variáveis utilizadas⁸

a) Subscritos

c = cultura frutífera, de 1 a k ($k = 14$).

m = mesorregião, de 1 a n ($n = 137$).

t = ano considerado, sendo zero para ano inicial e f para ano final.

b) Sobrescritos

A = variações de área.

R = variações de rendimento.

L = variações de localização.

c) Variáveis

A_t = área total cultivada com as 14 culturas no ano t .

A_{ct} = área total cultivada da c -ésima cultura no ano t .

A_{mt} = área total cultivada com as 14 culturas na m -ésima mesorregião no ano t .

A_{cmt} = área total cultivada com a c -ésima cultura na m -ésima mesorregião no ano t .

p = diferença absoluta entre os anos inicial e final de cada período ou subperíodo.

Q_{ct} = quantidade produzida da c -ésima cultura no ano t .

R_{cmt} = rendimento médio da c -ésima cultura na m -ésima mesorregião no ano t .

γ_{cmt} = proporção de A_{cmt} em A_{ct} .

λ = coeficiente que mede a variação da área total cultivada com o conjunto de culturas entre o ano inicial e o final (A_f/A_0).

d) Identidade da área

A_{cmt} pode ser expressa por

$$A_{cmt} = \gamma_{cmt} \times A_{ct} \quad (1)$$

e) Quantidade produzida em cada ano t

De forma geral, a quantidade produzida da c -ésima cultura, no ano t , é expressa por

$$Q_{ct} = \sum_{m=1}^n (A_{cmt} \times R_{cmt}) \quad (2)$$

De (1) e (2), definem-se

$$Q_{c0} = \sum_{m=1}^n (A_{cm0} \times R_{cm0}) = \sum_{m=1}^n (\gamma_{cm0} \times A_{c0} \times R_{cm0}) \quad (3)$$

e

$$Q_{cf} = \sum_{m=1}^n (A_{cmf} \times R_{cmf}) = \sum_{m=1}^n (\gamma_{cmf} \times A_{cf} \times R_{cmf}) \quad (4)$$

f) Quantidades produzidas finais sob condições *ceteris paribus*

Com base no método *shift-share*, a quantidade produzida final pode ser projetada de diversas maneiras, considerando, em cada caso, a variação apenas de um ou mais critérios (identificados no sobrescrito), mantidos os demais constantes. Assim, pode-se representar e definir:

$$Q_{cf}^A = \sum_{m=1}^n (\gamma_{cm0} \times A_{cf} \times R_{cm0}) \quad (5)$$

$$Q_{cf}^{AR} = \sum_{m=1}^n (\gamma_{cm0} \times A_{cf} \times R_{cmf}) \quad (6)$$

$$Q_{cf}^{ARL} = \sum_{m=1}^n (\gamma_{cmf} \times A_{cf} \times R_{cmf}) = Q_{cf} \quad (7)$$

Q_{cf}^A = quantidade final produzida da c -ésima cultura considerando que apenas a área se alterou entre os anos inicial e final.

⁸ O conteúdo desta subseção é baseado em Souza & Santos (2009), Santos & Araújo (2014) e Bahiense & Souza (2015).

Q_{cf}^{AR} = quantidade final produzida da c -ésima cultura considerando que a área e o rendimento se alteraram entre os anos inicial e final.

Q_{cf}^{ARL} = quantidade final produzida pela c -ésima cultura considerando que área, rendimento e localização geográfica se alteraram entre os anos inicial e final; portanto, é a própria quantidade final produzida real (observada) para a c -ésima cultura.

g) Decomposição da variação total nos efeitos de interesse

Com as equações apresentadas, foi obtida a variação absoluta observada na quantidade produzida da c -ésima cultura entre os anos inicial e final e, por conseguinte, sua decomposição nos três efeitos de interesse⁹:

$$Q_{cf} - Q_{c0} = (Q_{cf}^A - Q_{c0}^A) + (Q_{cf}^{AR} - Q_{cf}^A) + (Q_{cf} - Q_{cf}^{AR}) \quad (8)$$

$(Q_{cf}^A - Q_{c0}^A) = EA$ = variação na quantidade produzida da c -ésima cultura entre os anos inicial e final quando apenas a área varia.

$(Q_{cf}^{AR} - Q_{cf}^A) = ER$ = variação na quantidade produzida da c -ésima cultura entre os anos inicial e final quando apenas o rendimento varia.

$(Q_{cf} - Q_{cf}^{AR}) = ELG$ = variação na quantidade produzida da c -ésima cultura entre os anos inicial e final quando apenas a localização geográfica muda.

h) Representação dos efeitos em taxas anuais de crescimento

A melhor maneira de estudar as fontes de crescimento da produção calculadas conforme o item anterior é expressando-as em termos percentuais, representando taxas anuais de crescimento. Para isso, divide-se a equação 8 por $(Q_{cf} - Q_{c0})$ e multiplica-se ambos os lados por

$$r = \left(\frac{Q_{cf}}{Q_{c0}} - 1 \right) \times 100 \quad (9)$$

em que r é a taxa anual média de variação da produção (chamada também de taxa anual média de crescimento da produção, ou, simplesmente, taxa anual de crescimento da produção – TACP) da c -ésima cultura:

$$r = \left[\frac{(Q_{cf}^A - Q_{c0}^A)}{(Q_{cf} - Q_{c0})} \right] r + \left[\frac{(Q_{cf}^{AR} - Q_{cf}^A)}{(Q_{cf} - Q_{c0})} \right] r + r \left[\frac{(Q_{cf} - Q_{cf}^{AR})}{(Q_{cf} - Q_{c0})} \right] r \quad (10)$$

$\left[\frac{(Q_{cf}^A - Q_{c0}^A)}{(Q_{cf} - Q_{c0})} \right] r = EA$, expresso em taxa anual de crescimento (%).

$\left[\frac{(Q_{cf}^{AR} - Q_{cf}^A)}{(Q_{cf} - Q_{c0})} \right] r = ER$, expresso em taxa anual de crescimento (%).

$\left[\frac{(Q_{cf} - Q_{cf}^{AR})}{(Q_{cf} - Q_{c0})} \right] r = ELG$, expresso em taxa anual de crescimento (%).

i) Decomposição de EA

O método considera também que a variação da área cultivada de determinada cultura pode decorrer: 1) de ampliação (ou retração) da área total do conjunto de culturas, mantendo-se fixa a proporção dessa cultura com relação à área total em cada período, chamado de Efeito Escala (EE); 2) apenas de uma substituição (ganhos ou perdas) de área entre o conjunto de culturas – o que implica alteração da participação de determinada cultura em relação às demais –, chamado de Efeito Substituição (ES). Esses efeitos podem ser positivos ou negativos, e o somatório dos efeitos substituição para o conjunto de culturas é nulo. Diante disso, é possível decompor a variação de área destinada a determinada cultura entre o ano inicial e o final de um dado período ou subperíodo (EA) em dois efeitos (EE e ES):

$$(A_{cf} - A_{c0}) = (\lambda A_{c0} - A_{c0}) + (A_{cf} - \lambda A_{c0}) = EE + ES = EA \quad (11)$$

j) Representação de EA , EE e ES em taxas de crescimento

De forma similar ao realizado para as variações de quantidade produzida, EA , EE e ES

⁹ Observe que, se todos os efeitos forem zerados, a variação da quantidade produzida pela c -ésima cultura entre os períodos inicial e final $(Q_{cf} - Q_{c0})$ também será nula.

podem ser expressos em taxas anuais de crescimento, ou seja,

$$EA = [(\lambda A_{c0} - A_{c0}) / (A_{cf} - A_{c0})] EA + [(A_{cf} - \lambda A_{c0}) / (A_{cf} - A_{c0})] EA \quad (12)$$

em que o primeiro termo do lado direito é o *EE* (em termos percentuais), e o segundo termo, o *ES* (em termos percentuais).

k) Parcela de perda (ou ganho) de área

É possível identificar também a parcela de perda de área (PP) de qualquer cultura quando confrontada com o total de área cedida pelo subconjunto de culturas com *ES* negativo. De modo semelhante, é possível determinar a parcela de ganho de área (PG) de qualquer cultura quando comparada com o total de área recebida pelo subconjunto de culturas com *ES* positivo.

Para determinar esses percentuais é necessário dividir o *ES* da *c*-ésima cultura pelo somatório dos efeitos *ES* com igual sinal de variação:

$$PP_c = \frac{ES_c^{(-)}}{\sum_{c=1}^l ES_c^{(-)}} \quad (13)$$

$$PG_c = \frac{ES_c^{(+)}}{\sum_{c=1}^g ES_c^{(+)}} \quad (14)$$

Nesse caso, o subíndice *c* em cada somatório varia, conforme o caso, até *l*, para identificar o subconjunto de culturas que cederam área no sistema, ou até *g*, para identificar o subconjunto das que absorveram área no sistema.

l) Tratamento adicional dos dados básicos

Uma observação adicional às informações utilizadas no estudo é que se fossem adotados como ano inicial e final os valores das variáveis diretamente extraídos do banco de dados do IBGE, haveria o risco de incorporar distorções aos efeitos mensurados em virtude da possibilidade da existência de anos atípicos de desempenho de quaisquer das culturas – caso algum

desses coincidissem com o ano inicial ou final de um período ou subperíodo de interesse. Assim, para evitar ou mitigar problemas dessa natureza, procurou-se considerar, para cada ano inicial ou final de um período (ou subperíodo), as médias aritméticas simples das variáveis básicas de interesse do ano em questão e dos dois anos imediatamente anteriores. Por exemplo, as informações básicas – de área, produção e produtividade (rendimento) – para 1994, resultam, na verdade, da média aritmética dessas variáveis para 1992, 1993 e 1994.

Resultados e discussão

Análise do período amplo de pesquisa (1994–2018)

Em 1994–2018, a produção brasileira do conjunto das 14 frutíferas investigadas cresceu 32,75% (1,19% a.a.), apesar de a área cultivada ter recuado 12,48% (0,55% a.a.) – apenas no caso cacau é que houve queda da quantidade produzida, com *TACP* de -1,54% (Tabela 1). A queda na produtividade do fruto (*ER* de -1,52% a.a.) foi responsável, sozinha, por 99,05% desse resultado negativo para a cultura. A área cultivada com cacau caiu também expressivamente (*EA* de -0,64% a.a.), que só não provocou queda ainda maior da produção porque a realocação espacial da atividade favoreceu um melhor aproveitamento das vantagens locacionais (*ELG* de 0,62% a.a.). Destaca-se que o cultivo do cacau exibe alta concentração espacial no Brasil, com o Pará e a Bahia respondendo por 93,57% da produção nacional em 2018. Do ponto de vista mesorregional, o sul baiano (40,45%) e o sudoeste paraense (32,09%) são relevantes produtores.

Para a maioria das culturas, *ER* foi o efeito mais expressivo. Para apenas quatro culturas, os três efeitos são positivos: manga, melão, melancia e mamão.

Uma constatação interessante foi a média de variação de *ER* (1,01% a.a.) ter sido superior às médias de *EA* (0,60% a.a.) e *ELG* (0,45% a.a.).

Tabela 1. Taxa média anual de crescimento da produção (TACP) e efeitos área (decomposto em efeito escala e substituição), rendimento e localização geográfica, Brasil, 1994–2018.

Cultura	TACP (%)	Efeito (%)				
		Área (Decomposto e total)			Rendimento	Loc. geográfica
		EE	ES	EA	ER	ELG
Abacate	1,17	-0,45	-0,14	-0,59	1,50	0,26
Abacaxi	2,69	-0,38	2,29	1,91	1,09	-0,31
Banana	0,60	-0,48	0,03	-0,46	0,54	0,53
Cacau	-1,54	-0,62	-0,02	-0,64	-1,52	0,62
Coco-da-baía	2,51	-0,39	0,07	-0,32	2,02	0,80
Goiaba	3,39	-0,35	4,06	3,72	-1,60	1,28
Laranja	0,56	-0,49	-0,69	-1,18	1,58	0,17
Limão	2,66	-0,38	0,87	0,49	2,60	-0,43
Mamão	1,32	-0,45	0,99	0,54	0,51	0,27
Manga	3,53	-0,34	0,90	0,56	1,81	1,16
Maracujá	0,84	-0,47	1,34	0,87	-0,69	0,65
Melancia	3,97	-0,32	1,43	1,10	2,10	0,77
Melão	5,90	-0,25	2,48	2,23	2,35	1,32
Tangerina	1,34	-0,44	0,64	0,20	1,86	-0,71

Fonte: resultados calculados com dados básicos do IBGE (2019c).

Isso mostra a importância dos ganhos de produtividade para o desempenho do conjunto analisado. Os maiores ganhos de rendimento 2018 foram para o limão (2,60% a.a.) e o melão (2,35% a.a.), enquanto os piores foram para a goiaba e o cacau (-1,60% a.a. e -1,52% a.a., respectivamente). Outra constatação relevante foi que a expansão da laranja – a mais importante comercialmente entre todas as analisadas – foi praticamente toda sustentada por ganhos de produtividade; sem esses ganhos, teria ocorrido queda significativa da produção, já que a área cultivada com a cultura caiu 30,27% (1,49% a.a., em média) em 1994–2018.

A Tabela 2 mostra que em 1994–2018, na decomposição de *EA* em *EE* e *ES*, todas as culturas apresentaram *EA* negativo. Isso ocorreu, essencialmente, por causa de o coeficiente λ , que mede a variação da área de todo o sistema entre os anos inicial e final, ter sido menor que a unidade (0,8752). Esse valor reflete a diminuição

observada de 12,48% no total de área cultivada. Assim, os resultados de *EE* representam as perdas de área para cada cultura se cada uma delas tivesse perdido área na mesma taxa de perda do conjunto (12,48%).

Ao todo, foram perdidos 342.528 hectares. Esse resultado líquido é oriundo do fato de a perda total de áreas por determinadas culturas (455.357 ha) ter sido superior ao ganho total de outras (112.829 ha). Em termos absolutos, a laranja foi a cultura que mais perdeu área no período (272.384 ha), enquanto o abacate foi a que menos perdeu (2.482 ha). Das culturas que ganharam área (*EA* positivo), todas tiveram *ES* positivo, ou seja, absorveram área de outras culturas do conjunto. Em contrapartida, entre as culturas que perderam área (*EA* negativo), banana e coco-da-baía foram as únicas que exibiram *ES* positivo. Em outras palavras, as perdas de área dessas duas culturas foram suavizadas por-

Tabela 2. Decomposição de EA em EE e ES, em ha, e PP e PG, em %, no Brasil em 1994–2018.

Cultura	EA (ha)	EE (ha)	ES (ha)	PP ou PG (%)
Melancia	30.135	-8.739	38.874	23,80
Abacaxi	26.673	-5.258	31.931	19,55
Melão	12.319	-1.372	13.691	8,38
Goiaba	11.190	-1.039	12.229	7,49
Manga	11.132	-6.724	17.856	10,94
Maracujá	7.878	-4.276	12.154	7,44
Limão	6.876	-5.310	12.186	7,46
Mamão	3.945	-3.236	7.181	4,41
Tangerina	2.682	-6.019	8.701	5,33
Subtotal	112.829	-41.973	154.804	-
Laranja	-272.384	-112.315	-160.069	-98,02
Cacau	-93.418	-90.761	-2.657	-1,63
Banana	-62.238	-65.637	3.399	2,08
Coco-da-baía	-24.835	-29.934	5.099	3,12
Abacate	-2.482	-1.905	-577	-0,35
Subtotal	-455.357	-300.553	-154.804	-
Total	-342.528	-342.528	-	-

Fonte: resultados calculados com dados básicos do IBGE (2019c).

que elas absorveram áreas perdidas por outras culturas do conjunto.

Quanto à cessão de áreas (*ES*), a laranja foi a cultura que mais cedeu área (160.069 ha). Esse valor corresponde a 98,02% de toda a área cedida pelo conjunto (163.302 ha). Já as maiores parcelas de apropriação de área foram para a melancia (23,80% do cedido, ou 38.874 ha) e o abacaxi (19,55%, ou 31.931 ha).

Análise do 1º subperíodo (1994–2000)

Nesse primeiro sexênio, imediatamente pós-Plano Real, para o conjunto de 14 frutas houve crescimento de 5,15% da área cultivada e de 15,44% da produção total. *EA* exibiu a maior média de variação (2,50% a.a.); -0,20% a.a. para *ER* – puxado para baixo pelas fortes quedas de produtividade da goiaba (-5,87% a.a.), do cacau

(-4,98% a.a.) e do maracujá (-4,25% a.a.) – e 0,09% a.a. para *ELG*.

Para dez culturas, houve expansão da quantidade produzida (*TACP* positiva), com destaque para melão (9,08% a.a.), mamão (8,06% a.a.) e melancia (7,06% a.a.) – Tabela 3. No caso do melão e da melancia, a principal fonte de variação decorreu de ganhos de produtividade, com *ER* de 5,28% a.a. e 4,99% a.a., respectivamente. Para o mamão, *EA* foi o mais relevante (7,31% a.a.), em especial pela absorção de área de outras culturas (*ES* de 6,61% a.a.). Esse resultado positivo pode ser atribuído, além dos fatores já citados, aos programas de incentivo à agricultura, como o Pronaf e o Programa de Apoio e Desenvolvimento da Fruticultura Irrigada do Nordeste. Como citado, as culturas com maiores variações da quantidade produzida são intensivas em irrigação, o que mostra o alinhamento do resultado com a política regional nordestina, por exemplo. É importante destacar

Tabela 3. Taxa média anual de crescimento da produção (TACP) e efeitos área (decomposto em efeito escala e substituição), rendimento e localização geográfica, Brasil, 1994–2000.

Cultura	TACP (%)	Efeito (%)				
		Área (Decomposto e total)			Rendimento	Loc. geográfica
		EE	ES	EA	ER	ELG
Abacate	-3,66	0,94	-3,23	-2,29	-1,17	-0,20
Abacaxi	5,70	0,74	5,28	6,02	0,74	-1,06
Banana	-0,47	0,87	-0,56	0,31	-1,59	0,81
Cacau	-6,17	1,00	-1,73	-0,73	-4,98	-0,45
Coco-da-baía	4,94	0,76	0,04	0,80	2,07	2,07
Goiaba	2,42	0,81	8,48	9,29	-5,87	-1,00
Laranja	2,56	0,81	0,42	1,23	1,25	0,08
Limão	1,65	0,82	1,13	1,96	-0,08	-0,23
Mamão	8,06	0,70	6,61	7,31	2,07	-1,32
Manga	2,96	0,80	2,81	3,61	-1,22	0,57
Maracujá	-3,25	0,93	-0,70	0,23	-4,25	0,76
Melancia	7,06	0,72	1,26	1,98	4,99	0,09
Melão	9,08	0,68	0,84	1,52	5,28	2,28
Tangerina	2,56	0,81	2,97	3,77	-0,09	-1,13

Fonte: resultados calculados com dados básicos do IBGE (2019c).

também a implementação no Brasil, a partir de 1998, do sistema de Produção Integrada de Frutas (PIF), de grande relevância desde então para o futuro da atividade. Segundo Fornazier & Waquil (2011), a PIF surgiu na década 1970, no norte da Itália, com produtores de maçã. De acordo com Fachinello et al. (2011), esse sistema surgiu no Brasil para atender à necessidade de obter um sistema de produção sustentável capaz de proporcionar segurança ao produtor e ao consumidor, com rentabilidade. Além disso, a adoção de novas tecnologias de manejo e proteção das plantas possibilitou incrementos significativos de produtividade. Ainda conforme os autores, muitas dessas tecnologias foram e são continuamente desenvolvidas tanto por instituições públicas quanto pela iniciativa privada.

Nesse subperíodo, a TACP é negativa para quatro culturas: cacau (-6,17%), abacate (-3,66%), maracujá (-3,25%) e banana (-0,47%). Para os dois primeiros cultivos – maiores quedas –,

três efeitos mensurados foram negativos. Para os dois últimos, só ER é negativo, sendo, portanto, a principal fonte de diminuição da produção dessas frutas.

A área ocupada pelas 14 culturas cresceu 141.462 hectares (Tabela 4) – as únicas que perderam área foram o cacau (27.312 ha) e o abacate (1.914 ha), para as quais o principal componente de variação da área foi ES. Já a laranja foi a que exibiu a maior ampliação de área (70.703 ha), e esse foi o único subperíodo de expansão de área da cultura. Sua principal fonte de crescimento da área cultivada foi EE.

Quanto à cessão de área, os destaques ficaram por conta do cacau e da banana. O cacau foi responsável por 75,04% (64.796 ha) da perda de área para outras culturas, enquanto a banana respondeu por 20,30% (15.525 ha) do total. Já a laranja e o abacaxi foram as que mais absorveram área perdida por outras culturas,

Tabela 4. Decomposição de EA em EE e ES, em ha, e PP e PG, em %, no Brasil em 1994–2000.

Cultura	EA (ha)	EE (ha)	ES (ha)	PP ou PG (%)
Laranja	70.703	46.386	24.317	28,16
Abacaxi	17.559	2.172	15.387	17,82
Mamão	13.920	1.336	12.583	14,57
Coco-da-baía	12.952	12.363	589	0,68
Manga	12.573	2.777	9.795	11,34
Tangerina	11.644	2.486	9.158	10,61
Melancia	9.911	3.609	6.302	7,30
Banana	9.583	27.108	-17.525	-20,30
Limão	5.212	2.193	3.018	3,50
Goiaba	4.929	429	4.500	5,21
Melão	1.262	567	695	0,81
Maracujá	443	1.766	-1.323	-1,53
Subtotal	170.688	103.191	67.497	-
Cacau	-27.312	37.484	-64.796	-75,04
Abacate	-1.914	787	-2.701	-3,13
Subtotal	-29.226	38.271	-67.497	-
Total	141.462	141.462	-	-

Fonte: resultados calculados com dados básicos do IBGE (2019c).

com ganhos de 28,16% (24.317 ha) e de 17,82% (15.3887 ha), respectivamente.

Análise do 2º subperíodo (2000–2006)

Nesse subperíodo, houve a maior média de *ER* (3,46%) e o melhor resultado de *ELG*, embora de baixa amplitude (0,80% a.a. em média). O desempenho em termos de produtividade parece estar associado à maturação dos investimentos em políticas públicas de incentivo à agricultura e irrigação desenvolvidos ao longo da época de maior estabilidade monetária no País até então, bem como à expansão de demanda dos mercados internacionais. Conforme Bustamante (2009), somente de 2000 a 2004 o valor das exportações de frutos cresceu 72,3%. Nesse subperíodo, a *TACP* foi negativa apenas para o cacau (-1,67%), por causa essencialmente de *ER*, que, em contraste com as demais cultu-

ras, caiu 1,86% a.a. Os destaques positivos, em termos da *TACP*, foram a manga (9,74%), o coco-da-baía (9,65%) e o melão (8,50%) – Tabela 5. O melão exibiu a maior taxa de expansão de área (*EA* de 5,90% a.a.) de todas as frutas, decorrente da absorção de áreas cedidas por outras culturas.

Para a maioria das culturas (11), *ER* foi o mais expressivo. As exceções – além do que foi mencionado para o cacau – foram o melão e a goiaba, cujas principais fontes de variação da produção decorreram da absorção de áreas de outras culturas. Pode-se associar o sucesso da produção das principais frutas brasileiras na década de 2000 aos projetos de irrigação e ao aumento da demanda internacional. Verifica-se novamente que, em alguma medida, as políticas de irrigação tiveram participação no sucesso da fruticultura no período.

Tabela 5. Taxa média anual de crescimento da produção (TACP) e efeitos área (decomposto em efeito escala e substituição), rendimento e localização geográfica, Brasil, 2000–2006.

Cultura	TACP (%)	Efeito (%)				
		Área (Decomposto e total)			Rendimento	Loc. geográfica
		EE	ES	EA	ER	ELG
Abacate	4,36	-0,73	-1,44	-2,17	4,48	2,05
Abacaxi	4,13	-0,73	1,64	0,90	3,33	-0,10
Banana	3,16	-0,75	-0,24	-0,99	2,97	1,19
Cacau	-1,67	-0,85	0,41	-0,43	-1,86	0,62
Coco-da-baía	9,65	-0,64	2,64	2,00	4,55	3,10
Goiaba	6,17	-0,69	4,47	3,78	2,32	0,08
Laranja	0,67	-0,80	-1,84	-2,64	3,37	-0,06
Limão	4,40	-0,73	1,14	0,41	4,20	-0,21
Mamão	4,20	-0,73	-0,99	-1,72	6,33	-0,41
Manga	9,74	-0,63	2,19	1,55	5,42	2,77
Maracujá	4,94	-0,72	2,74	2,03	2,08	0,84
Melancia	5,15	-0,71	1,99	1,28	4,27	-0,40
Melão	8,50	-0,65	6,56	5,90	0,79	1,81
Tangerina	6,48	-0,69	1,15	0,46	6,15	-0,12

Fonte: resultados calculados com dados básicos do IBGE (2019c).

Constata-se, da decomposição de *EA*, reversão de tendência de desempenho, quando no País tem início uma trajetória de redução da área total ocupada com as culturas frutíferas abordadas aqui. Esse comportamento se reflete num *EE* negativo para todas as culturas (Tabela 6) e numa perda líquida de 140.377 ha.

Para nove culturas, houve expansão da área cultivada, com destaque para o coco-da-baía, 38.708 ha, principalmente pela absorção de áreas das outras culturas. Das que perderam área, o principal destaque foi a laranja (-156.063 ha), que, sozinha, respondeu por quase 90% de toda a área cedida pelas culturas do sistema.

Análise do 3º subperíodo (2006–2012)

Nesse subperíodo, o ritmo de crescimento da produção caiu expressivamente em comparação com os dois anteriores. A quantidade

produzida total cresceu 4,56%, contra 15,44% e 18,77% do primeiro e do segundo períodos, respectivamente. Para a área cultivada, foi o segundo subperíodo consecutivo de retração, embora de baixa amplitude relativa (0,37%). O péssimo resultado desse período está relacionado à crise econômica global de 2008 e seus impactos para o consumo de frutas, tanto no mercado interno quanto no internacional.

A produção de dez das 14 culturas cresceu no subperíodo. A maior *TACP* foi a do maracujá (8,73%), resultado expressivamente influenciado por *EA* (7,35% a.a.), decorrente, por sua vez, na sua quase totalidade, da absorção de áreas de outras culturas (Tabela 7). O segundo melhor desempenho foi o do melão (4,49% a.a.). Também nesse caso, *EA* foi o mais expressivo (2,39% a.a.) e, dentro deste, *ES* foi o de maior relevância (2,45% a.a.).

Tabela 6. Decomposição de EA em EE e ES, em ha, e PP e PG, em %, no Brasil em 2000–2006.

Cultura	EA (ha)	EE (ha)	ES (ha)	PP ou PG (%)
Coco-da-baía	38.708	- 12.297	51.005	42,06
Manga	7.901	- 3.233	11.134	9,18
Melancia	6.964	- 3.888	10.852	8,95
Melão	5.372	- 596	5.968	4,92
Maracujá	4.776	- 1.688	6.464	5,33
Abacaxi	3.592	- 2.903	6.496	5,36
Goiaba	3.506	- 645	4.150	3,42
Tangerina	1.929	- 2.912	4.842	3,99
Limão	1.320	- 2.323	3.643	3,00
Subtotal	74.069	- 30.485	104.554	-
Laranja	- 156.063	- 47.212	- 108.851	- 89,77
Banana	- 34.529	- 26.047	- 8.481	- 6,99
Cacau	- 17.345	- 34.044	16.699	13,77
Mamão	- 4.572	- 1.938	- 2.633	- 2,17
Abacate	- 1.937	- 649	- 1.288	- 1,06
Subtotal	- 214.446	- 109.892	- 104.554	-
Total	- 140.377	- 140.377	-	-

Fonte: resultados calculados com dados básicos do IBGE (2019c).

Tabela 7. Taxa média anual de crescimento da produção (TACP) e efeitos área (decomposto em efeito escala e substituição), rendimento e localização geográfica – Brasil, 2006–2012.

Cultura	TACP (%)	Efeito (%)				
		Área (Decomposto e total)			Rendimento	Loc. geográfica
		EE	ES	EA	ER	ELG
Abacate	-1,05	-0,06	-1,30	-1,37	0,34	-0,02
Abacaxi	0,11	-0,06	0,03	-0,03	0,56	-0,42
Banana	0,77	-0,06	-0,06	-0,13	0,50	0,40
Cacau	3,01	-0,06	-0,06	-0,12	2,04	1,10
Coco-da-baía	-0,92	-0,06	-1,23	-1,29	-0,01	0,38
Goiaba	-1,11	-0,06	-0,99	-1,05	0,14	-0,21
Laranja	0,64	-0,06	-0,01	-0,07	0,33	0,38
Limão	1,62	-0,06	-0,73	-0,79	3,02	-0,61
Mamão	0,52	-0,06	-0,29	-0,35	2,73	-1,86
Manga	2,22	-0,06	0,32	0,26	1,36	0,60
Maracujá	8,73	-0,05	7,40	7,35	1,51	-0,14
Melancia	3,00	-0,06	1,89	1,83	0,61	0,55
Melão	4,49	-0,06	2,45	2,39	1,36	0,73
Tangerina	-2,83	-0,07	-1,71	-1,78	0,06	-1,10

Fonte: resultados calculados com dados básicos do IBGE (2019c).

Os destaques com *TACP* negativa foram a tangerina e a goiaba. A tangerina exibiu a maior taxa de retração do subperíodo (-2,83% a.a.), com *EA* (-1,78% a.a.) como o principal responsável pela queda. *EA* (-1,05% a.a.) também foi a principal fonte da variação de produção da goiaba (*TACP* de -1,11%).

Com exceção do coco-da-baía, *ER* foi positivo para todas as culturas. Em comparação com outros subperíodos, ele foi maior para as seguintes culturas: limão, mamão e cacau, com valores entre 3,02% a.a. e 2,04% a.a.

A decomposição de *EA* mostra que apenas para quatro culturas houve expansão de área: maracujá, melancia, melão e manga (Tabela 8). O maracujá foi a de maior expansão de área, 21.685 ha em termos absolutos, quase unicamente pela absorção de áreas cedidas pelas outras culturas. Mais precisamente, o maracujá absorveu 59,08% de toda a área cedida pelas culturas que perderam área. Para as outras três

culturas, *ES* foi também bastante mais relevante do que *EE*, e indica que a melancia absorveu 28,74% da área cedida por outras culturas, o melão, 7,85% e a manga, 4,04%.

Já o coco-da-baía foi o fruto que mais perdeu área (22.066 ha) – respondeu por 56,77% da área cedida. A maior expressividade de *ES*, comparado a *EE*, para as culturas que perderam área, só não foi verificada para a laranja e o abacaxi.

Análise do 4º subperíodo (2012–2018)

O último subperíodo da análise caracterizou-se como aquele em que a maioria das culturas (oito) registrou queda de produção e, portanto, *TACPs* negativas. Foi também o único para o qual a média das *TACPs* das 14 culturas foi também negativa (-0,76%). A área cultivada recuou 12,19%, a maior verificada no estudo,

Tabela 8. Decomposição de *EA* em *EE* e *ES*, em ha, e *PP* e *PG*, em %, no Brasil em 2006–2012.

Cultura	EA (ha)	EE (ha)	ES (ha)	PP ou PG (%)
Maracujá	21.685	- 147	21.832	59,08
Melancia	10.297	- 324	10.621	28,74
Melão	2.834	- 66	2.900	7,85
Manga	1.217	- 277	1.494	4,04
Subtotal	36.033	- 814	36.847	-
Coco-da-baía	- 22.066	- 1.087	- 20.979	- 56,77
Tangerina	- 6.156	- 231	- 5.926	- 16,04
Cacau	- 5.307	- 2.546	- 2.760	- 7,47
Banana	- 3.835	- 1.869	- 1.967	- 5,32
Laranja	- 3.667	- 3.039	- 629	- 1,70
Limão	- 2.419	- 183	- 2.236	- 6,05
Goiaba	- 1.029	- 63	- 967	- 2,62
Abacate	- 913	- 43	- 870	- 2,35
Mamão	- 755	- 130	- 622	- 1,68
Abacaxi	- 127	- 236	109	0,29
Subtotal	- 46.274	- 9.427	- 36.847	-
Total	- 10.241	- 10.241	-	-

Fonte: resultados calculados com dados básicos do IBGE (2019c).

enquanto a produção diminuiu 7,40%. Foi também o único subperíodo com retração de área e de produção.

Das culturas com as maiores *TACPs*, destacam-se a goiaba (6,27%), o abacate (5,29%), o limão (3,01%) e o melão (1,71%). Com exceção do limão, cujo resultado foi, principalmente, resultante de *ER*, as outras três culturas ganharam área, especialmente pela absorção de áreas do conjunto, o fator mais relevante para o bom desempenho em termos de expansão da produção. Ressalta-se que o melão foi o fruto que se destacou em todos os subperíodos. Em certa medida, isso é resultado das políticas de incentivos à irrigação e à fruticultura.

Em contrapartida, as piores *TACPs* foram registradas para o mamão (-6,90%) e o maracujá (-6,34%) – Tabela 9. A queda de produção do mamão decorreu, sobretudo, da queda expressiva de produtividade (*ER* de -4,62% a.a.). Para o maracujá, a principal fonte de variação

da produção foi *EA* (6,07% a.a.), que, sozinho, respondeu por 95,74% da variação.

O subperíodo se caracterizou também por uma não muito clara predominância de um efeito sobre os demais. Para cinco culturas (abacate, abacaxi, goiaba, melancia e melão), *EA* foi o principal componente de variação da produção. Para outras cinco culturas, foi melhor o desempenho de *ER* (coco-da-baía, laranja, limão, manga e tangerina), embora para a maioria delas tal desempenho não evitou queda da produção – casos do coco-da-baía, da laranja, da manga e da tangerina.

A Tabela 10 mostra que houve perda líquida de 333.372 ha nesse quarto subperíodo, sendo seis culturas com expansão de área e oito com retração.

O abacaxi, a cultura que mais ganhou área nesse período, absorveu 11,17% de toda a área perdida por outras culturas. No outro extremo,

Tabela 9. Taxa média anual de crescimento da produção (*TACP*) e efeitos área (decomposto em efeito escala e substituição), rendimento e localização geográfica – Brasil, 2012–2018.

Cultura	TACP (%)	Efeito (%)				
		Área (Decomposto e total)			Rendimento	Loc. geográfica
		EE	ES	EA	ER	ELG
Abacate	5,29	-1,78	4,95	3,17	2,21	-0,09
Abacaxi	0,92	-1,99	3,44	1,46	-0,37	-0,16
Banana	-1,00	-2,08	0,93	-1,15	-0,35	0,50
Cacau	-1,12	-2,09	0,99	-1,10	-1,72	1,70
Coco-da-baía	-3,16	-2,20	-1,44	-3,64	0,52	-0,04
Goiaba	6,27	-1,74	5,16	3,43	1,50	1,35
Laranja	-1,58	-2,11	-1,81	-3,92	2,09	0,25
Limão	3,01	-1,88	2,80	0,92	3,12	-1,02
Mamão	-6,90	-2,41	-0,25	-2,66	-4,62	0,39
Manga	-0,52	-2,06	-0,30	-2,36	1,11	0,73
Maracujá	-6,34	-2,38	-3,69	-6,07	-1,16	0,88
Melancia	0,80	-1,99	2,49	0,50	-0,04	0,34
Melão	1,71	-1,95	4,17	2,23	-0,36	-0,16
Tangerina	-0,60	-2,06	0,62	-1,44	1,73	-0,89

Fonte: resultados calculados com dados básicos do IBGE (2019c).

Tabela 10. Decomposição de EA em EE e ES, em ha, e PP e PG, em %, no Brasil em 2012–2018.

Cultura	EA (ha)	EE (ha)	ES (ha)	PP ou PG (%)
Abacaxi	5.648	- 7.697	13.345	11,17
Goiaba	3.785	- 1.917	5.702	4,77
Melancia	2.963	- 11.846	14.809	12,39
Melão	2.851	- 2.494	5.345	4,47
Limão	2.763	- 5.687	8.450	7,07
Abacate	2.282	- 1.280	3.562	2,98
Subtotal	20.292	- 30.921	51.213	-
Laranja	- 183.356	- 98.828	- 84.528	- 70,75
Coco-da-baía	- 54.429	- 32.839	- 21.590	- 18,07
Cacau	- 43.454	- 82.541	39.087	32,71
Banana	- 33.457	- 60.588	27.132	22,71
Maracujá	- 19.026	- 7.455	- 11.571	- 9,68
Manga	- 10.559	- 9.211	- 1.348	- 1,13
Tangerina	- 4.735	- 6.782	2.047	1,71
Mamão	- 4.648	- 4.207	- 441	- 0,37
Subtotal	- 353.664	- 302.451	- 51.213	-
Total	- 333.372	- 333.372	-	-

Fonte: resultados calculados com dados básicos do IBGE (2019c).

está a laranja, que perdeu 183.356 ha, tendo sido responsável por 70,75% de toda a área perdida pelas culturas analisadas para outras do conjunto.

Considerações finais

O artigo analisou o desempenho e as fontes de crescimento da fruticultura de climas tropical e subtropical no Brasil em 1994–2018 e em quatro subperíodos dentro desse horizonte temporal. Foram estudadas 14 culturas de relevância nacional.

Os resultados mostram que não se pode definir um padrão de comportamento para todo o conjunto de culturas estudadas. Mas no período mais amplo, 1994–2018, a produção total brasileira dessas frutíferas cresceu 32,75% (1,19% a.a.), apesar da retração de área cultivada, de 12,48% (ou 0,55% a.a.), o que foi possível

por causa de ganhos de rendimento e do melhor aproveitamento de vantagens locacionais para 11 das 14 culturas – os ganhos de rendimento foram claramente mais relevantes do que os decorrentes das vantagens. O cacau foi o único cultivo com queda da quantidade produzida, decorrente tanto da redução de área cultivada quando de rendimento.

A análise por subperíodos mostrou desempenhos bastante heterogêneos entre os quatro sexênios (1994–2000, 2000–2006, 2006–2012 e 2012–2018). O primeiro subperíodo (1994–2000) foi o único com expansão da área cultivada e aumento de produção. Nele, a ampliação de área foi o principal componente responsável pelo crescimento da produção. Apesar do bom desempenho geral do conjunto de culturas, quatro registraram queda de produção: cacau, abacate, maracujá e banana.

O segundo subperíodo (2000–2006) foi o que registrou o maior crescimento de produção do conjunto de frutíferas, apesar da retração de área de 4,86%. Os ganhos médios de produtividade foram fundamentais no crescimento da produção total, superando o desempenho dos outros subperíodos. Esse resultado foi alcançado, em certa medida, em virtude dos programas de incentivo à agricultura, irrigação e fruticultura. Manga, coco-da-baía e melão foram destaques na expansão da produção, enquanto o cacau exibiu o pior desempenho.

No terceiro subperíodo (2006–2012), a quantidade produzida total cresceu apenas 4,56% – bem menos do que nos dois primeiros –, e a área cultivada passou pelo segundo subperíodo consecutivo de retração, embora de pequena magnitude (0,37%). Maracujá e melão foram as culturas de melhor desempenho, enquanto tangerina e goiaba registraram as maiores quedas de produção.

O último subperíodo (2012–2018) foi o único que registrou queda da quantidade produzida (7,40%) e redução de área, 12,19%, sendo esta a principal fonte de variação da produção. Esse foi o pior desempenho geral entre todos os subperíodos. A maioria das culturas – oito das 14 – sofreu queda de produção, com destaques para o mamão e o maracujá; a goiaba e abacate registraram as maiores expansões de produção, em especial por absorverem áreas cedidas por outras culturas.

Em síntese, o estudo permite concluir que a fruticultura tropical e subtropical brasileira vivenciou momentos de grandes oscilações do período pós-Plano Real até 2018. Destaca-se o desempenho bastante heterogêneo entre os quatro sexênios analisados. No entanto, esse tipo de comportamento, comum em estudos dessa natureza, não deve ofuscar o importante crescimento da produção em 1994–2018 (32,75%, ou 1,19% a.a.). O efeito rendimento – que leva em conta as variações de produtividade – foi a principal fonte de variação da produção em todo o período de análise, seguido, em certos momentos, do efeito área, que retrata as variações

da área cultivada, em que os subefeitos escala e substituição exibiram resultados heterogêneos, quando significativos.

Referências

- AGRONEGÓCIO: fruticultura. **Boletim de Inteligência**, Sebrae, outubro 2015.
- AGUIAR, C. de J.; SOUZA, P.M. de. A expansão da cana-de-açúcar e a produção dos demais gêneros na última década: uma análise dos principais estados produtores. **Revista Econômica do Nordeste**, v.45, p.88-100, 2014.
- ANDRADE, A.M. de; PASSOS, P.R. de A.; MARQUES, L.G. da C.; OLIVEIRA, L.B.; VIDAURRE, G.B.; ROCHA, J. da D. de S. Pirólise de resíduos do coco-da-baía (*Cocos nucifera* Linn) e análise do carvão vegetal. **Revista Árvore**, v.28, p.707-714, 2004. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0100-67622004000500010>.
- BACEN. Banco Central do Brasil. Resolução CMN nº 3.095, de 25 de junho de 2003. Institui o Programa de Desenvolvimento da Fruticultura. **Diário Oficial da União**, 26 jun. 2003. Seção1, p.26.
- BAHIENSE, D.V.; SOUZA, P.M. de. Incentivos ao desenvolvimento da fruticultura fluminense. **Pesquisa Agropecuária Tropical**, v.45, p.113-121, 2015. DOI: <https://doi.org/10.1590/1983-40632015v4529343>.
- BRASIL. Decreto de 26 de setembro de 1997. Cria o Programa de Apoio e Desenvolvimento da Fruticultura Irrigada no Nordeste e dá outras providências. **Diário Oficial [da] República Federativa do Brasil**, 29 set. 1997. Seção1, p.21611-21612.
- BRASIL. Lei nº 12.787, de 11 de janeiro de 2013. Dispõe sobre a Política Nacional de Irrigação; altera o art. 25 da Lei nº 10.438, de 26 de abril de 2002; revoga as Leis nºs 6.662, de 25 de junho de 1979, 8.657, de 21 de maio de 1993, e os Decretos-Lei nºs 2.032, de 9 de junho de 1983, e 2.369, de 11 de novembro de 1987; e dá outras providências. **Diário Oficial da União**, 14 jan. 2013. Seção1, p.4-7.
- BRASIL. Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento. **Plano Nacional de Desenvolvimento da Fruticultura**. Brasília, [2018].
- BUSTAMANTE, P.M.A.C. A fruticultura no Brasil e no Vale do São Francisco: vantagens e desafios. **Revista Econômica do Nordeste**, v.40, p.153-171, 2009.
- DEFANTE, L.R.; VILPOUX, O.F.; SAUER, L. Rapid expansion of sugarcane crop for biofuels and influence on food production in the first producing region of Brazil. **Food Policy**, v.79, p.121-131, 2018. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.foodpol.2018.06.005>.

FACHINELLO, J.C.; PASA, M. da S.; SCHMITZ, J.D.; BETEMPS, D.L. Situação e perspectivas da fruticultura de clima temperado no Brasil. **Revista Brasileira de Fruticultura**, v.33, p.109-120, 2011. Número especial 1. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0100-29452011000500014>.

FEIX, R.D.; ZANIN, V. Fontes de crescimento da agricultura no Estado do Rio Grande do Sul entre 1990 e 2010. **Ensaios FEE**, v.34, p.1007-1034, 2013. Número especial.

FORNAZIER, A.; WAQUIL, P.D. A produção integrada de frutas como um mecanismo de menor impacto ao meio ambiente. **Cadernos de Ciência & Tecnologia**, v.28, p.341-365, 2011.

GARCIA, J.R.; BUAINAIN, A.M. Dinâmica de ocupação do Cerrado Nordeste pela agricultura: 1990 e 2012. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v.54, p.319-338, 2016. DOI: <https://doi.org/10.1590/1234.56781806-947900540207>.

GRANADA, G.G.; ZAMBIAZI, R.C.; MENDONÇA, C.R.B. Abacaxi: produção, mercado e subprodutos. **Boletim do Centro de Pesquisa de Processamento de Alimentos**, v.22, p.405-422, 2004. DOI: <https://doi.org/10.5380/cep.v22i2.1203>.

IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Produção Agrícola Municipal: PAM 2019**. Disponível em: <<https://sidra.ibge.gov.br/pesquisa/pam/tabelas>>. Acesso em: 5 nov. 2019a.

IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Produção Agrícola Municipal – PAM: mudança da unidade de medida das frutíferas**. Disponível em: <<https://sidra.ibge.gov.br/content/documentos/pam/AlteracoesUnidadesMedidaFrutas.pdf>>. Acesso em: 5 nov. 2019b.

IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Sistema IBGE de Recuperação Automática - SIDRA**. Disponível em: <<http://www.sidra.ibge.gov.br/>>. Acesso em: 7 out. 2019c.

IGREJA, A.C.M.; CARMO, M.S. do; GALVÃO, C.A.; PELLEGRINI, R.A.P. Análise quantitativa do desempenho da agricultura paulista, 1966-77. **Agricultura em São Paulo**, v.30, p.117-157, 1983.

MATTEI, L.; TRICHES, V. Análise da competitividade da cadeia vitivinícola do Rio Grande do Sul através do

ambiente institucional. **Revista Análise Econômica**, v.27, p.161-183, 2009. DOI: <https://doi.org/10.22456/2176-5456.5178>.

MOREIRA, C.G. **Fontes de crescimento das principais culturas do Rio Grande do Norte, 1981-92**. 1996. 109p. Dissertação (Mestrado) - Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba.

QUINTINO, H.M. da S.; KHAN, A.S.; LIMA, P.V.P.S. Benefícios sociais da política de incentivos à cultura de mamão no Estado do Ceará. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v.48, p.109-134, 2010. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0103-20032010000100006>.

ROSA, M. de F.; ABREU, F.A.P. de; FURTADO, A.A.L.; BRÍGIDO, A.K.L.; NORÕES, E.R. de V. **Processo agroindustrial: obtenção de pó de casca de coco verde**. Fortaleza: Embrapa Agroindústria Tropical, 2001. (Embrapa Agroindústria Tropical. Comunicado técnico, 61).

SANTOS, C.V. dos; ARAÚJO, M. da P. Três décadas de mudanças na composição da produção agrícola paranaense: uma análise quantitativa do desempenho das principais culturas de 1980 a 2010. **Revista de Desenvolvimento Econômico**, ano16, 2014. DOI: <https://doi.org/10.21452/rde.v16i29.2855>.

SIMÕES, R. Métodos de análise regional: diagnóstico para planejamento regional. In: DINIZ, C.C.; CROCCO, M. (Org.). **Economia regional e urbana: contribuições teóricas recentes**. Belo Horizonte: Ed. da UFMG, 2006. p.269-297.

SOUZA, A.B. de; SANTOS, C.V. dos. Mudanças na composição da produção agrícola paranaense no período 1990 a 2005: uma análise quantitativa do desempenho das principais culturas. **Revista Paranaense de Desenvolvimento**, n.116, p.7-32, 2009.

TAVARES, M. da C. Auge e declínio do processo de substituição de importações no Brasil. In: TAVARES, M. da C. **Da substituição de importações ao capitalismo financeiro: ensaios sobre a economia brasileira**. Rio de Janeiro: Zahar, 1972.

YOKOYAMA, L.P.; IGREJA, A.C.M. Principais lavouras da região Centro-Oeste: variações no período 1975-1987. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v.27, p.727-736, 1992.

Adoption of precision agriculture in subtropical environments¹

Felipe Dalzotto Artuzo²
Cainã Lima Costa³

Abstract – The precision agriculture (PA) aims to increase production and protect the environment, preserving soil and water resources, due to the rational use of agricultural inputs. One of tools of PA is the application of fertilizer at variable rate (VRT). The study aims to analyze the perceptions of farmers on the use VRT, identifying the determining factors for the adoption, its difficulties and the expected and perceived benefits on the use of VRT in subtropical environments. The study was done with farmers that use PA techniques in the soybean crop in the State of Rio Grande do Sul - Brazil. Although this study sampled farmers with a higher education than the average of producers in the region, issues related to knowledge and cost are factors that hinder the adoption of VRT. On the other hand, the benefits perceived by farmers were lower than expected. In sub-tropical environments the perception of the reduction of fertilizer is related to the number of crops on which farmers use VRT. All adopters of VRT had reduced the amount of fertilizer used in the soybean crop, with the greatest reductions been noticeable from the third crop of continue use of VRT.

Keywords: agribusiness, technology, glycine max, Brazil.

Adoção da agricultura de precisão em ambientes subtropicais

Resumo – A agricultura de precisão (AP) visa aumentar a produção e proteger o meio ambiente, preservando os recursos hídricos e do solo pelo uso racional de insumos agrícolas. Uma das ferramentas da AP é a aplicação de fertilizante em taxa variável (ATV). O objetivo deste estudo é analisar as percepções dos agricultores sobre o uso da ATV, para identificar os fatores determinantes da adoção, suas dificuldades e os benefícios esperados e percebidos. O estudo foi feito com agricultores que adotam a ATV na cultura da soja no Rio Grande do Sul, Brasil. Embora o estudo tenha amostrado agricultores de nível superior, questões relacionadas ao conhecimento e ao custo são fatores que dificultam a adoção da ATV. Além disso, os benefícios percebidos pelos agricultores foram inferiores ao esperado. Em ambientes subtropicais, a percepção da redução de fertilizantes está relacionada ao número de safras nas quais os agricultores adotam a tecnologia. Todos os que adotaram a ATV

¹ Original recebido em 11/5/2020 e aprovado em 28/6/2020.

² Engenheiro-agrônomo, doutor em Agronegócios, diretor administrativo do Instituto Brasileiro de Bioeconomia (Inbbio). E-mail: felipeartuzo1@hotmail.com

³ Engenheiro de produção, doutorando em Agronegócios. E-mail: costalimaeng@gmail.com

reduziram a quantidade de fertilizante usada na safra de soja, com as maiores reduções observadas na terceira safra de uso contínuo da tecnologia.

Palavras-chave: agronegócio, tecnologia, glycine max, Brasil.

Introduction

Soybean is one of the greatest economic importance crops of Brazilian agribusiness, accounting for about 50% of the area planted in grain (Brasil, 2015). This has been attributed to the development and structuring of the international market, the consolidation of soybean as a source of vegetable protein, and the generation of new technologies that made the expansion of exploration in various regions of the world possible (Hirakuri & Lazzarotto, 2014).

In Brazil, soybean was introduced in 1914 in the southern State of Rio Grande do Sul (RS), but it was from the 1960s that soybean acquired economic importance in the country, initially in the southern region, where the cultivars introduced showed better adaptation (Priolli et al., 2004). The area devoted to soybeans in the state currently represents 16% of the total area devoted to soybean in Brazil (Conab, 2014). In these environments, soybeans are sown in spring is preceded by another culture, in winter, such as wheat, barley or oats. The properties are medium to small in size, and soybean is seeded on the same day of the harvest of winter crops; also, all producers use no-till (directly without plowing the soil). The subtropical environments are characterized by the wide variation in the types of soil, soil fertility, and rainfall, with large variations season to season and year to year, higher night temperatures and always high humidity, which is ideal for the growth of fungi, bacteria, insects and weeds (Paterniani, 1990; Gallup & Sachs, 2000).

The management of soil fertility variability and crop conditions to improve agricultural production and minimize the environmental impact are crucial points of the innovative technologies as precision agriculture (PA). The PA has the ability to increase production and protect the environment, preserving soil and water

resources, due to the rational use of agricultural inputs. From this premise, Berry et al. (2003) developed the idea of “precision conservation”, which was defined as the use of technology and precision procedures by spatial and temporal variability, to achieve conservation goals. Among the PA tools, in tropical environments, emphases have been given to the application of VRT. Some studies have shown that VRT is being adopted in a greater proportion than other precision agriculture tools (Khanna et al., 1999; Batte & Arnholt, 2003). This is a technology that makes it possible to vary the dose of the applied input according to the specific needs of each point within the plot (Tschiedel & Ferreira, 2002). Therefore, taking into account the variability of soil and topography of farms in the state, this favors optimization in the application of fertilizers and the reduction of costs and environmental impacts of agriculture.

The technology has been adopted intensely in European countries, especially in Germany (Reichardt & Jürgens, 2009; Reichardt et al., 2009), Denmark (Pedersen et al., 2003, 2004), and in North America, in the United States (Torbett et al., 2008) and Canada (Aubert et al., 2012). In addition, farmers who plant large areas tend to be more prone to risk than small farmers, as they are the first to adopt new technologies (Walton et al., 2010).

Younger farmers have longer planning and therefore have greater incentives to invest in new equipment and technologies compared to older farmers (Isgin et al., 2008; Roberts et al., 2004). Besides, they have a greater understanding of more complex technologies, such as precision agriculture, thereby increasing the probability of adoption (Batte et al., 1990; Roberts et al., 2004).

The adoption of AP technology can be analyzed in two points: before and after the adoption. Analysis after the adoption allows the

motives or reasons that encouraged the adoption to be demonstrated; these are possibly the potential factors for the adoption of technology by farmers. Already, the analysis before adoption provides a preliminary analysis of acceptance and introduction of innovative technology.

One of the conditions that determines the time of adoption of a technology is the realization of gains (mainly economic) by farmers (Aubert et al., 2012). Identifying, evaluating and analyzing the determining factors for the adoption of technology, from the perceptions of producers, enables actions to encourage its spread to be created and implemented.

Given the importance of technological innovation in food production and its impact on agriculture and natural resources, the article aims to analyze the perceptions of farmers on the use VRT, identifying the determining factors for the adoption, its difficulties and the expected and perceived benefits on the use of VRT in subtropical environments.

Methodological approach of the study

Description of the study

In this study, the term AP refers to the different techniques of precision agriculture and VRT, exclusively the use of fertilizer application at a variable rate. A survey was conducted with farmers in the State of Rio Grande do Sul - RS. The study involved primary data through a questionnaire. The questionnaire was designed with open and closed questions related to the perceptions of farmers related to the adoption of VRT on the following topics: (a) difficulties in adopting; (b) barriers to expansion; (c) prevention barriers; (d) expected benefits; and (e) perceived benefits.

The pre-test questionnaire was applied to five farmers, in June 2014, who were not part of the final sample analyzed. The collection period of the definitive questionnaire was from June to

September 2014. In this period, the preliminary contacts were made and the questionnaire was sent by e-mail to the largest possible number of farmers, with a total of 388 questionnaires sent. The rate of return obtained, measured by the number of returned questionnaires, was 20.9%, i.e. 81 questionnaires were considered valid (those who used VRT in soybean). The questionnaires were made available through a link, using the Google Docs software service. All respondents were aware of the study and agreed to participate.

Description and characterization of the sample

Farmers are located in 30 counties in the northern region of Rio Grande do Sul-RS (Figure 1), which are between longitude 54°39'32,262"W to 51°33'5,297"W and latitude 27°19'13.412"S to 28°52'18,302"S. The high representation of producers from these regions is due to the high availability of machinery and agricultural implement industries and the fact that it is the main grain producing region, mainly soybean (IBGE, 2015b). The sample is typical of local producers, small and medium soybean growing areas, which adopt VRT. The average area planted with soybeans in the last crop study was 192.81 hectares and VRT was used in 164.53 hectares (Table 1). Respondents were owners or those responsible for managing the property.

Regarding the area intended for soybeans and soybean VRT use, the lowest acreage used by adopters was 50 ha in 2009/2010 and the highest was 1100 ha in 2013/2014. In the 2013/2014 season, all of the surveyed properties used VRT (Table 1), agreeing with Bernardi et al. (2011), who claimed that the adoption of VRT occurred in various sectors of agribusiness, but at a slower pace than planned.

Processing and analysis of data

Data regarding perceptions on the use of fertilizers were subjected to analysis of variance, followed by average Scheffe test at 5%

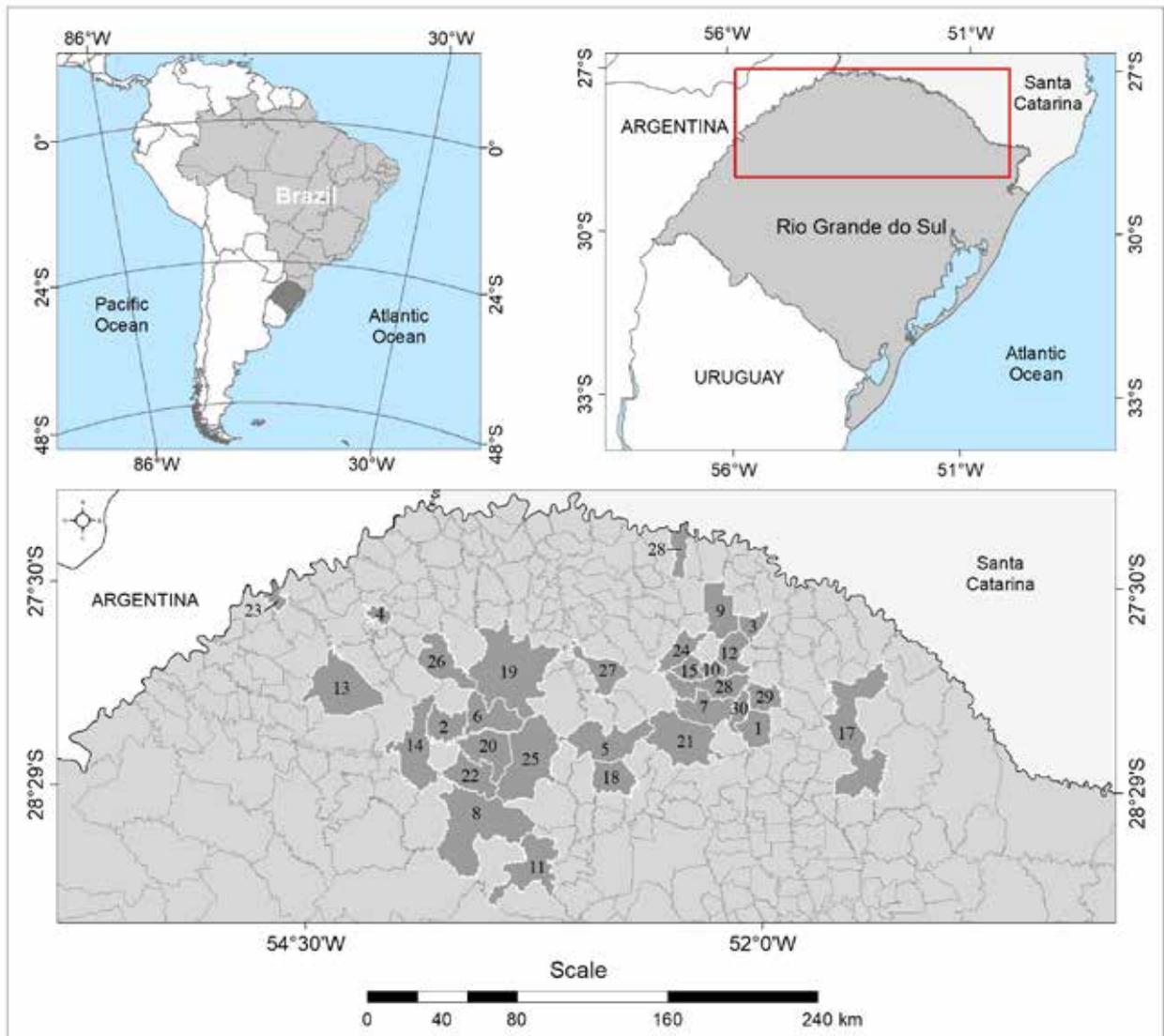


Figure 1. Location of the municipalities where soybean farmers using VRF were shown.

Note: 1 = Água Santa; 2 = Ajuricaba; 3 = Áurea; 4 = Boa Vista do Buricá; 5 = Carazinho; 6 = Condor; 7 = Coxilha; 8 = Cruz Alta; 9 = Erechim; 10 = Estação; 11 = Fortaleza dos Vales; 12 = Getúlio Vargas; 13 = Giruá; 14 = Ijuí; 15 = Ipiranga do Sul; 16 = Itatiba do Sul; 17 = Lagoa Vermelha; 18 = Não-Me-Toque; 19 = Palmeira das Missões; 20 = Panambi; 21 = Passo Fundo; 22 = Pejuçara; 23 = Porto Mauá; 24 = Quatro Irmão; 25 = Santa Bárbara do Sul; 26 = Santo Augusto; 27 = Sarandi; 28 = Sertão; 29 = Tapejara; 30 = Vila Lângaro.

probability. Analysis of variance was performed using the number of crops on which farmers use VRT as the factor and the perceived percentage reduction of fertilizer applied in soybean as a variable. Position measurements and dispersion and correlation were adopted for analysis of the expected benefits and perceived in the adoption of VRT and the difficulties in adopting VRT and the barriers to expansion and/or prevention

technology. For data analysis, we used SPSS (Statistical Package for Social Sciences) and Assistat (Statistical Assistance).

Results and discussion

The age of farmers using VRT ranged from 22 to 63 years, with a mean age of 40.2 years (standard deviation 9.95) (Table 2). This age is

Table 1. Number of producers, minimum, maximum, average and standard deviation of soy acreage and soybean VRF in the 2009 to 2014 vintages.

Area for soybeans without the adoption of VRF					
Year	n ^a	Minimum ^b	Maximum ^b	Mean ^b	Standard deviation
2009/2010	81	50,00	800,00	164,99	105,069
2010/2011	81	63,00	900,00	175,09	112,943
2011/2012	81	68,00	890,00	179,62	112,099
2012/2013	81	68,00	850,00	185,63	109,662
2013/2014	81	70,00	1100,00	192,81	130,219
Area for soybeans with the adoption of VRF					
Year	n ^a	Minimum ^b	Maximum ^b	Mean ^b	Standard deviation
2009/2010	81	0	382,00	30,99	69,152
2010/2011	81	0	420,00	67,05	87,609
2011/2012	81	0	500,00	106,95	97,068
2012/2013	81	0	454,00	139,84	90,049
2013/2014	81	45,00	600,00	164,53	93,229

^a Number of respondents. ^b Values hectare.

Table 2. Education (degree) and age of adopters of VRF on soybean in RS state.

	Frequency	%	% accumulative
Complete Primary Education Degree	3	3.7	3.7
Incomplete high school	5	6.2	9.9
High school	36	44.4	54.3
Incomplete higher	16	19.8	74.1
Graduated	20	24.7	98.8
Master and / or Ph.D.	1	1.2	100.0
Total	81	100.0	

	n	Minimum	Maximum	Mean	Standard deviation
Age	81	22	63	40.20	9.96

similar to Danish and American adopters, with average ages of 43 and 46 years, respectively (Fountas et al., 2005). In 90.1% of cases, the VRT adopters have an education above the state average, with most having finished high school. According to the IBGE (2015a), the level of education for the RS population aged 25 years or more is 7.5 years of education, while the national average is 7.1; this is equivalent to “completing elementary school.”

AP differs from other technologies introduced in agricultural production because it consists of a complex set of tools, each with a specific purpose (Khanna et al., 1999; Khanna, 2001) and require more educated farmers. In this sense, the farmers of this study have more years of formal education than most farmers, which would be likely to adopt an innovation more quickly, unlike those with a lower education level, which corroborates the findings of Rogers (2003), Roberts et al. (2004) and Isgin et al. (2008).

Difficulties in adopting and the barriers for expansion of VRT

The adoption of technological innovations in agriculture is of fundamental importance for the economic and environmental sustainability of agricultural production, especially in subtropical environments.

For the RS soybean producers, the main difficulties for the adoption of VRT and with equal importance are: a) lack of information on VRT technology; b) lack of qualified personnel; c) VRT technology costs and d) high cost of service providers. These can be divided into two main items: related to knowledge (a and b) and related to costs (c and d). The least important factors are: a) lack of service providers; b) lack of funding; c) operational difficulty and d) VRT not always generating profit. (Table 3). The complexity of VRT technology could point to operational difficulties being a problem for adoption of the technology, which did not materialize, probably due to the presence of service providers and also the education of farmers sampled in this study (Table 3).

Farmers ranked the possible barriers to adoption of VRT in their properties. As can be seen in Table 4, the main barriers to the adoption of the VRT were: (i) difficulties in training employees for programs and equipment handling; (k) acquisition costs of equipment and software being high; (m) difficulties in hiring skilled labor; (j) amounts charged by technology companies being excessive. Again they can be grouped into two main factors: a) labor and b) technology costs. On the other hand, farmers realize (l) the benefits of adopting VRT and (j) do not consider the costs to outweigh the benefits generated. Despite producing crops in highly variable environments, producers think that the topography is not a barrier to expansion of the area with VRT (c) or the climatic variations that are characteristic of tropical environments interfere with the collection of reliable data (b) (Table 4).

Even if the cost of the technology is a barrier which inhibits its diffusion, the benefits generated by the VRT are considered higher than the cost. This fact was also reported for German farmers, stating that the adoption of technology could impact on financial benefits (Reichardt &

Table 3. Potential problems, number of respondents, mode, mean and standard deviation of the adoption of VRF by RS soybean producers.

Difficulties for the adoption of VRF	RN ^a					n ^b	M ^c	Me ^d	SD ^e
	1	2	3	4	5				
a) Cost of VRF technology	0	0	16	41	24	81	4	4.10	0.70
b) Lack of funding	10	51	13	7	0	81	2	2.21	0.77
c) Lack of qualified personnel	0	0	3	42	36	81	4	4.41	0.56
d) Lack of information on VRF technology	0	0	0	39	42	81	5	4.52	0.50
e) Lack of service providers	24	48	9	0	0	81	2	1.81	0.61
f) High Cost of service providers	0	5	9	45	22	81	4	4.04	0.79
g) Operational difficulty	0	68	0	13	0	81	2	2.32	0.73
h) Not always the system generates profit	6	57	3	15	0	81	2	2.33	0.86

^a Respondent number by scale, Scale of 1 to 5, where 1 = strongly disagree and 5 = strongly agree

^b Total number of respondents

^c Mode

^d Mean

^e Standard Deviation

Table 4. Mean and standard deviation as possible barriers to the spread of the VRF by the RS soybean producers.

Barriers to the spread of VRF	RN ^a					n ^b	M ^c	Me ^d	SD ^e
	1	2	3	4	5				
a) VRF costs are greater than the benefits generated by technology.	47	32	2	0	0	81	1	1.44	0.548
b) Data collection on interference (climate, operational etc.) that hinder its implementation	42	35	3	1	0	81	1	1.54	0.633
c) Topography of soil prevents use	41	32	6	2	0	81	1	1.61	0.734
d) The AP service providers require a minimum of ha to meet the producer.	27	49	5	0	0	81	2	1.72	0.570
e) Precision equipment change rapidly and increase costs	25	50	6	0	0	81	2	1.76	0.576
f) It is difficult to assess the gain in production with the use of AP	22	47	5	7	0	81	2	1.96	0.828
g) Delay between the collection of soil samples to the generation of maps	20	48	2	4	7	81	2	2.13	1.602
h) Soil quality in the area limits the profitability of AP	18	46	4	13	0	81	2	2.14	0.950
i) Difficulties in training employee for programs handling and equipment	0	1	4	44	32	81	4	4.32	0.629
j) Amounts charged for the technology are not excessive	0	8	5	41	27	81	4	4.07	1.140
k) Acquisition costs of equipment and software are high	0	0	10	48	23	81	4	4.16	0.622
l) I can observe the benefits of VRF in my business	0	9	0	40	32	81	4	4.17	0.905
m) Difficulty of hiring skilled labor	2	2	12	38	27	81	4	4.06	0.899

^a Respondent number by scale, Scale of 1 to 5, where 1 = strongly disagree and 5 = very agree.

^b Total number of respondents.

^c Mode.

^d Mean.

^e Standard Deviation.

Jürgens, 2009). Another important factor which hinders the diffusion of technology is skilled labor. This factor tends to be related to the technical knowledge of VRT, which corroborates the reports of Pedersen et al. (2004) and Fountas et al. (2005). Thus, it is important that the benefits generated by technology are measured and used as an information base for other producer's non-adopters.

Expected and perceived benefits in the adoption of VRT

When comparing the expected benefits and perceived by farmers after the adoption of VRT, the greatest expectation was with: (d)

increased yield of soybean (100% of producers) followed by (b) rapid decision-making (82.7%), (f) rational use of fertilizers (79.0%) and (a) reduction of production cost (69.1%). The smaller expectations were: (g) to improve the quality of soil (16.0%) and (h) prioritization of investments in areas where the yield potential is higher (16.0%). On the other hand, the perceived benefits were: (d) the increased yield of the crop (86.6% of the producers), (f) rational use of fertilizers (70.4%) and (b) rapid decision-making (62.3%). Therefore, the farmers realized lower benefits than expected. The lower perceived benefits were: (e) the improvement of the environment (17.3%) and (h) prioritization of investments in areas where the yield potential is higher (24.7%) (Table 5).

Table 5. Perception of the expected and perceived benefits of VRF (%) of soybean producers in RS – Brazil, 2014 (n = 81).

Benefits	Expected		Perceived	
	No	Yes	No	Yes
a) Reduction in production costs	30.9	69.1	59.3	40.7
b) Rapid decision-making	17.3	82.7	37.7	62.3
c) Control of the property by the use of information	71.6	28.4	61.7	38.3
d) Increased yield of the crop	-	100	13.6	86.4
e) Environmental improvement	58.0	42.0	82.7	17.3
f) Rational use of fertilizers	21.0	79.0	29.6	70.4
g) Improvement of soil quality	84.0	16.0	60.5	39.5
h) Prioritization of investments in areas where the yield potential is higher	84.0	16.0	75.3	24.7

The results of the empirical study show that the difference between the expected and observed may be related to the number of crops (years) that the farmer uses the technology (Table 6). There is a positive correlation between all of the variables that express the expected use of the VRT and the number of crops that farmers adopt the technology. Thus, farmers tend to visualize the benefits of VRT, but to do this, they need to continue to adopt the technology.

The variation of soil type and rainfall patterns in subtropical environments directly and indirectly influence agricultural production (Zhang et al., 2002). Allied to this, the lack of technical knowledge regarding VRT tends to hinder the realization of the benefits in the early adoption of crops. Reports and studies in Denmark and the USA (Sørensen et al., 2002; Fountas et al., 2005) found that farmers had difficulties using the data collected for decision making in the application of the variable rate fertilizer, which could not generate benefits perceived by farmers. This may be occurring in RS, due to a lack of technical knowledge on VRT (Table 3) and the lack of skilled labor (Table 4), which would impact on the efficient use of technology and, consequently, its results. Thus,

Table 6. Correlation of variables that express the expectation of the use of VRF with the number of crops (years) that adopters use technology in soybean RS – Brazil, in 2014.

Variables that express the expectation of use of VRF	CCP ^a harvests
Reducing the cost of production	0.573*
Rapid decision-making	0.541*
Control of the property by the use of information	0.616*
Increased productivity of the crop	0.571*
Environmental improvement	0.582*
Rational use of fertilizers	0.655*
Soil quality improvement	0.638*
Prioritization of investments in areas where the yield potential is higher	0.536*

^a Pearson's correlation coefficient, significant at $p < 0.01$.

while farmers are continuing the use of VRT, they acquire knowledge about the technology and how to use it efficiently in their properties, increasing the benefits generated by technology.

Perceptions of farmers: optimizing the use of fertilizers with the adoption of VRT

The rational use of fertilizers is one of the major benefits provided by the adoption of VRT; thus, an important question is: What are the results perceived by farmers regarding the impact on the use of fertilizers from the adoption of the VRT?

In this sense, Table 7 shows the number of farmers who obtained a reduction in the use of fertilizers in the number of crops by adopting VRT. All farmers who adopt the VRT to four or more crops, realized a reduction in the use of fertilizer on soybean at a rate of 11 to 20%. This result differs from the study by Dellamea (2008), which found an average reduction of fertilizers by 33.1%. This difference may be related to the experimental data used by Dellamea (2008) and the number of crops where farmers adopt the technology and the previous history of the area.

Table 7. Number of producers who have reduced the use of fertilizer as the number of crops with VRF increases. RS – Brazil, in 2014.

Number of Crops	Number of producers by% reduction in fertilizer use			Total
	Less than 10%	11 to 20%	do not know	
1	0	0	6	6
2	5	1	8	14
3	8	11	1	20
4	0	23	0	23
5	0	10	0	10
6	0	5	0	5
7	0	3	0	3
Total	13	53	15	81

Variable	Pearson correlation coefficient
	Number of Crops
Fertilizers	0,745*

*Significant at $p < 0.01$.

The perception of the reduction of fertilizer is related to the number of crops on which farmers use VRT. With the increased number of crop-adopting technology, farmers tend to perceive a reduction in fertilizer use. This fact is explained by the better distribution of fertilizers in the management in the application of inputs (Reyes et al., 2015). With succeeding crops, there is a more efficient use of fertilizer.

The analysis of variance for the reduced amount of fertilizer, and as a factor the number of crops on which farmers use VRT, was significant, demonstrating that there is a difference between farmers, depending on the number of harvests using VRT. The farmers were classified in two homogeneous groups. The first group is formed of farmers who adopted VRT in one or two crops. The second group is formed by farmers who adopted the VRT for three or more crops. Thus, from the third crop adoption, the reduced amount of fertilizer remains constant, with minor variations which do not differ significantly, in all producers who adopt the technology for more

than three harvests realize the same percentage of fertilizer reduction (10 to 15%) when compared with traditional systems (Table 8).

Table 8. Mean values of the reduced use of fertilizers (%), number of VRF crops and number of producers of each crop.

Number of crops	Number of producers	Group of farmers ^a	
		1	2
1	6	0 ^b	-
2	14	2.86	-
3	20	-	10.25
4	23	-	15.00
5	10	-	15.00
6	5	-	15.00
7	3	-	15.00
Sig.		0.84	0.29

^a Groups formed by Scheffe test ($p < 0.05$).

^b The reduction of average values for fertilizer use / number of crops.

These results are important globally, given that one of the key challenges for humanity in the coming years is to offer food without harming the integrity of the environment (Foley et al., 2011). Therefore, technologies aimed at reducing and/or rationality in the application of agricultural inputs should be intensified. In this sense, the use of VRT technology to reduce the excessive application of agricultural fertilizers is highlighted on both the national and international scene.

Conclusion

Even in subtropical environments, large variations in soil and climate, and farmers with small and medium areas of cultivation, precision agriculture can bring benefits to farmers and improve grain production. Although this study sampled farmers with a higher education than the average of producers in the region, issues related to knowledge and cost are factors that hinder the adoption of VRT. In addition, the main barriers are a lack of qualified personnel and technology costs. On the other hand, the

benefits perceived by farmers were lower than expected. All adopters of VRT had reduced the amount of fertilizer used, with the greatest reductions seen from the third VRT use.

The difficulty in adopting VRT is related to knowledge and technology cost. Spread measures of the knowledge of precision tools, either through public or private agencies, become important in view of the benefits of technology, especially in environmental aspects. Moreover, the cost of technology is an initial barrier to the adoption of VRT. After this phase, the benefits generated become visible to farmers, and are higher than the cost of its implementation. Thus, credit line mechanism for investment in early adoption tends to benefit its dissemination.

Expectations regarding the benefits of VRT are not always implemented in the first year of adoption. The trend is to adopt the technology by a sequence of crops; the farmer can realize its benefits. Some become visible in the first harvests, while others only become apparent after a sequence. In this regard, the reduction in fertilizer use is noticeable to farmers after the third year of VRT adoption.

Therefore, the adoption of VRT can be disseminated as an alternative in optimizing natural resources and reducing the environmental impact (caused by overestimated use of agricultural fertilizers). Therefore, it is necessary to create mechanisms that encourage the adoption and dissemination by farmers based on the factors “cost” and “knowledge.”

References

AUBERT, B.A.; SCHROEDER, A.; GRIMAUDO, J. IT as enabler of sustainable farming: an empirical analysis of farmers' adoption decision of precision agriculture technology. **Decision Support Systems**, v.54, p.510-520, 2012. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.dss.2012.07.002>.

BATTE, M.T.; ARNHOLT, M.W. Precision farming adoption and use in Ohio: case studies of six leading-edge adopters. **Computers and Electronics in Agriculture**, v.38, p.125-139, 2003. DOI: [https://doi.org/10.1016/S0168-1699\(02\)00143-6](https://doi.org/10.1016/S0168-1699(02)00143-6).

BATTE, M.T.; JONES, E.; SCHNITKEY, G.D. Computer use by Ohio commercial farmers. **American Journal of Agricultural Economics**, v.72, p.935-945, 1990. DOI: <https://doi.org/10.2307/1242625>.

BERNARDI, A.C. de C.; FRAGALLE, E.P.; INAMASU, R.Y. Inovação tecnológica em Agricultura de precisão. In: INAMASU, R.Y.; NAIME, J. de M.; RESENDE, A.V. de; BASSOI, L.H.; BERNARDI, A.C. de C. (Ed.). **Agricultura de precisão: um novo olhar**. São Carlos: Embrapa Instrumentação, 2011. p.297-302. Available at: <https://www.embrapa.br/busca-de-publicacoes/-/publicacao/1002959/agricultura-de-precisao-resultados-de-um-novo-olhar>. Accessed on: Dec. 17 2015.

BERRY, J.K.; DELGADO, J.A.; KHOSLA, R.; PIERCE, F.J. Precision conservation for environmental sustainability. **Journal of Soil and Water Conservation**, v.58, p.332-339, 2003. Available at: <https://www.jswnonline.org/content/58/6/332>. Accessed on: Dec. 17 2015.

BRASIL. Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento. **Vegetal: cultura da soja**. 2015. Available at: <http://www.agricultura.gov.br/vegetal/culturas/soja>. Accessed on: Dec. 17 2015.

CONAB. Companhia Nacional de Abastecimento. **Safras: culturas de verão: série histórica**. 2014. Available at: <http://www.conab.gov.br/conteudos.php?t=2&a=1252&filtrar=1&f=1&p=115&e=0&d=0&m=0&s=0&ac=0&tps=0&lvs=0&l=0&ed=0&i=>>. Accessed on: Dec. 28 2015.

DELLAMEA, R.B.C. **Eficiência da adubação a taxa variável em áreas manejadas com agricultura de precisão no Rio Grande do Sul**. 2008. 161p. Dissertação (Mestrado) - Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria.

FOLEY, J.A.; RAMANKUTTY, N.; BRAUMAN, K.A.; CASSIDY, E.S.; GERBER, J.S.; JOHNSTON, M.; MUELLER, N.D.; O'CONNELL, C.; RAY, D.K.; WEST, P.C.; BALZER, C.; BENNETT, E.M.; CARPENTER, S.R.; HILL, J.; MONFREDA, C.; POLASKY, S.; ROCKSTRÖM, J.; SHEEHAN, J.; SIEBERT, S.; TILMAN, D.; ZAKS, D.P.M. Solutions for a cultivated planet. **Nature**, v.478, p.337-342, 2011. DOI: <https://doi.org/10.1038/nature10452>.

FOUNTAS, S.; BLACKMORE, S.; ESS, D.; HAWKINS, S.; BLUMHOFF, G.; LOWENBERG-DEBOER, J.; SORENSEN, C.G. Farmer experience with precision agriculture in Denmark and the US Eastern Corn Belt. **Precision Agriculture**, v.6, p.121-141, 2005. DOI: <https://doi.org/10.1007/s11119-004-1030-z>.

FOUNTAS, S.; PEDERSEN, S.M.; BLACKMORE, S. ICT in Precision Agriculture –diffusion of technology. In: GELB, E.; OFFER, A. (Ed.). **ICT in agriculture: perspective of technological innovation**. Jerusalem: The Hebrew University of Jerusalem, 2005. Available at: <http://departments.agri.huji.ac.il/economics/gelb-table.html>. Accessed on: Mar. 22 2016.

GALLUP, J.L.; SACHS, J.D. Agriculture, climate, and technology: why are the tropics falling behind? **American Journal of Agricultural Economics**, v.82, p.731-737, 2000. DOI: <https://www.jstor.org/stable/1244634>.

- HIRAKURI, M.H.; LAZZAROTTO, J.J. **O agronegócio da soja nos contextos mundial e brasileiro**. Londrina: Embrapa Soja, 2014. (Embrapa Soja. Documentos, 349). Available at: <<https://www.embrapa.br/busca-de-publicacoes/-/publicacao/990000/o-agronegocio-da-soja-nos-contextos-mundial-e-brasileiro>>. Accessed on: Dec. 17 2015.
- IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Cidades**: Rio Grande do Sul. 2015a. Available at: <<http://cidades.ibge.gov.br/xtras/temas.php?lang=&codmun=430020&idtema=123&search=rio-grande-do-sullajuricabalproducao-agricola-municipal-lavoura-temporaria-2012>>. Accessed on: Mar. 22 2016.
- IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Estatística da Produção Agrícola**. 2015b. Available at: <http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/trabalhoerendimento/pnad2013/default_reponderadas.shtm>. Accessed on: Dec. 28 2015.
- ISGIN, T.; BILGIC, A.; FORSTER, D.L.; BATTE, M.T. Using count data models to determine the factors affecting farmers' quantity decisions of precision farming technology adoption. **Computers and Electronics in Agriculture**, v.62, p.231-242, 2008. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.compag.2008.01.004>.
- KHANNA, M.; EPOUHE, O.F.; HORNBAKER, R. Site-specific crop management: adoption patterns and incentives. **Review of Agricultural Economics**, v.21, p.455-472, 1999. DOI: <https://doi.org/10.2307/1349891>.
- KHANNA, M. Sequential adoption of site-specific technologies and its implications for nitrogen productivity: a double selectivity model. **American Journal of Agricultural Economics**, v.83, p.35-51, 2001. DOI: <https://doi.org/10.1111/0002-9092.00135>.
- PATERNIANI, E. Maize breeding in the tropics. **Critical Reviews in Plant Sciences**, v.9, p.125-154, 1990. DOI: <https://doi.org/10.1080/07352689009382285>.
- PEDERSEN, S.M.; FOUNTAS, S.; BLACKMORE, B.S.; GYLLING, M.; PEDERSEN, J.L. Adoption and perspectives of precision farming in Denmark. **Acta Agriculturae Scandinavica, Section B-Soil & Plant Science**, v.54, p.2-8, 2004. DOI: <https://doi.org/10.1080/09064710310019757>.
- PEDERSEN, S.M.; FOUNTAS, S.; BLACKMORE, S.; PEDERSEN, J.L.; PEDERSEN, H.H. Adoption of precision farming in Denmark. In: EUROPEAN CONFERENCE ON PRECISION AGRICULTURE, 4., 2003, Berlim. **Precision agriculture: proceedings**. Wageningen: Wageningen Academic Publishers, 2003. p.533-538. Editors J. Stafford and A. Werner.
- PRIOLLI, R.H.G.; MENDES-JUNIOR, C.T.; SOUSA, S.M.B.; SOUSA, N.E.A.; CONTEL, E.P.B. Diversidade genética da soja entre períodos e entre programas de melhoramento no Brasil. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v.39, p.967-975, 2004. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0100-204X2004001000004>.
- REICHARDT, M.; JÜRGENS, C. Adoption and future perspective of precision farming in Germany: results of several surveys among different agricultural target groups. **Precision Agriculture**, v.10, p.73-94, 2009. DOI: <https://doi.org/10.1007/s11119-008-9101-1>.
- REICHARDT, M.; JÜRGENS, C.; KLÖBLE, U.; HÜTER, J.; MOSER, K. Dissemination of precision farming in Germany: acceptance, adoption, obstacles, knowledge transfer and training activities. **Precision Agriculture**, v.10, art.525, 2009. DOI: <https://doi.org/10.1007/s11119-009-9112-6>.
- REYES, J.F.; ESQUIVEL, W.; CIFUENTES, D.; ORTEGA, R. Field testing of an automatic control system for variable rate fertilizer application. **Computers and Electronics in Agriculture**, v.113, p.260-265, 2015. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.compag.2015.03.003>.
- ROBERTS, R.K.; ENGLISH, B.C.; LARSON, J.A.; COCHRAN, R.L.; GOODMAN, W.R.; LARKIN, S.L.; MARRA, M.C.; MARTIN, S.W.; SHURLEY, W.D.; REEVES, J.M. Adoption of site-specific information and variable-rate technologies in cotton precision farming. **Journal of Agricultural and Applied Economics**, v.36, p.143-158, 2004. DOI: <https://doi.org/10.1017/S107407080002191X>.
- ROGERS, E.M. Elements of diffusion. **Diffusion of innovations**. 5th ed. New York: Simon & Schuster, 2003.
- SØRENSEN, C.G.; FOUNTAS, S.; BLACKMORE, S.; PEDERSEN, H.H.; ROBERT, P.C. Information sources and decision making on precision farming. In: INTERNATIONAL CONFERENCE ON PRECISION AGRICULTURE AND OTHER PRECISION RESOURCES MANAGEMENT, 6., 2002, Minneapolis. **Proceedings**. St. Paul: University of Minnesota, 2002. p.1683-1695.
- TORBETT, J.C.; ROBERTS, R.K.; LARSON, J.A.; ENGLISH, B.C. Perceived improvements in nitrogen fertilizer efficiency from cotton precision farming. **Computers and Electronics in Agriculture**, v.64, p.140-148, 2008. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.compag.2008.04.003>.
- TSCHIEDEL, M.; FERREIRA, M.F. Introdução à agricultura de precisão: conceitos e vantagens. **Ciência Rural**, v.32, p.159-163, 2002. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0103-84782002000100027>.
- WALTON, J.C.; LARSON, J.A.; ROBERTS, R.K.; LAMBERT, D.M.; ENGLISH, B.C.; LARKIN, S.L.; MARRA, M.C.; MARTIN, S.W.; PAXTON, K.W.; REEVES, J.M. Factors influencing farmer adoption of portable computers for site-specific management: a case study for cotton production. **Journal of Agricultural and Applied Economics**, v.42, p.193-209, 2010. DOI: <https://doi.org/10.1017/S1074070800003400>.
- ZHANG, F.-S.; YAMASAKI, S.; NANZYU, M. Waste ashes for use in agricultural production: I. Liming effect, contents of plant nutrients and chemical characteristics of some metals. **Science of the total Environment**, v.284, p.215-225, 2002. DOI: [https://doi.org/10.1016/S0048-9697\(01\)00887-7](https://doi.org/10.1016/S0048-9697(01)00887-7).

Aspectos técnicos e econômicos da produção de etanol de milho no Brasil¹

Haroldo José Torres da Silva²
Peterson Felipe Arias Santos³
Enilson Carlos Nogueira Junior⁴
Carlos Eduardo de Freitas Vian⁵

Resumo – Na segunda metade da década de 2010, com a maior flexibilização do mercado de gasolina e a subsequente elevação da demanda e do preço do etanol, passaram a surgir, no Brasil, diversas plantas industriais de conversão de milho nesse biocombustível, a maior parte integrada a instalações já em operação no processamento de cana-de-açúcar (usinas *flex*). Tal fenômeno foi particularmente forte no Centro-Oeste, onde combinam-se elevada disponibilidade do cereal, altos custos de escoamento e demanda potencial por coprodutos da conversão de milho em etanol. O objetivo deste artigo é apresentar um estudo de caso focado na estrutura de custo e na rentabilidade da produção de etanol de milho de duas usinas *flex* do Centro-Oeste. Os resultados apontaram que a estrutura de custos exibe forte peso da matéria-prima, seguida por custos industriais oriundos de um processamento relativamente mais complexo que o da conversão da cana-de-açúcar. Por fim, mostra-se que a margem de lucro da produção de etanol de milho em usinas *flex* integradas-dedicadas é sensível a mudanças dos preços de comercialização do biocombustível e da matéria-prima.

Palavras-chave: biocombustível, usinas *flex*, viabilidade.

Technical and economic aspects of corn ethanol production in Brazil

Abstract – In the second half of 2010s, the flexibilization of Brazilian gasoline market, and the subsequent growth in ethanol demand and its price, led to the creation of many industrial plants for converting corn into this biofuel. Most of these plants were integrated into previously existing sugar cane mills, being considered “flex mills”. This movement was particularly strong in Center-West region where there is high supply of corn, high logistical costs and demand for by-products from the conversion of corn into ethanol. The objective of this article is to present a case-study of the cost structure and rentability of two flex mills in the Center-West region when producing corn ethanol.

¹ Original recebido em 28/4/2020 e aprovado em 14/6/2020.

² Doutor em Economia Aplicada, gestor de Projetos do Programa de Educação Continuada em Economia e Gestão de Empresas (Pecege). E-mail: haroldo@pecege.com

³ Doutor em Economia Aplicada, pesquisador do Programa de Educação Continuada em Economia e Gestão de Empresas (Pecege). E-mail: petersonsantos@pecege.com

⁴ Mestrando em Economia Aplicada. E-mail: enogueira@usp.br

⁵ Professor Doutor do Departamento de Economia, Administração e Sociologia da Esalq/USP, coordenador do Grupo de Extensão e Pesquisa em História da Agricultura e dos Complexos Agroindustriais (Gephac) e do Grupo de Estudos e Extensão em Desenvolvimento Econômico e Social (Geedes). E-mail: cefvian@usp.br

The results show that the feedstock represents a large portion of total cost of producing corn ethanol, followed by industrial costs resulting from a relatively more complex processing scheme compared to the sugar cane one. Finally, it is showed that profit margins when producing corn ethanol in flex mills are sensitive to changes in the biofuel price and in feedstock price.

Keywords: biofuel, flex mills, feasibility

Introdução

A crescente demanda por combustíveis no País e no mundo, aliada a fatores relacionados à instabilidade da oferta de combustíveis fósseis e à necessidade de resposta às mudanças climáticas mundiais, elevou a busca por alternativas energéticas, em especial os biocombustíveis (Solomon et al., 2007). Um passo recente e importante, pelo lado da oferta, foi a inclusão do etanol à base de milho na matriz de biocombustíveis nacionais, com diversidade de modelos de produção e de negócios.

Desde os esforços iniciais em 2014, o setor de etanol de milho já vivencia um crescimento robusto no cenário nacional, com 15 plantas, sendo 12 usinas *flex* ou integradas entre cana-de-açúcar e milho, e com capacidade nominal esperada para 2020 de aproximadamente 3,0 milhões de litros – equivalente a 10% da produção nacional do biocombustível na safra 2019/2020 (Unem, 2020). Grande parte do parque industrial concentra-se no Centro-Oeste, que reúne condições fundamentais para a produção, oferta elevada de matéria-prima a preços baixos e fretes elevados para exportação.

Fatores como otimização da planta produtiva ao longo do ano, sinergias operacionais e benefícios trazidos pela introdução do milho, como possibilidade de armazenamento e maior gerenciamento de risco, já são notados no ambiente empresarial (Milanez et al., 2014; Nastari, 2018).

Nesse contexto, o objetivo deste artigo é examinar a produção de etanol de milho em usinas *flex* no Brasil. Especificamente, pretende-se: i) analisar os fatores que levaram à origem e ao desenvolvimento do setor de etanol de milho no Brasil, bem como as vantagens técnicas da

produção integrada; e ii) apurar seu custo de produção, de forma a compreender a relação entre a viabilidade econômica e as condições de comercialização da matéria-prima e do etanol produzido.

Contextualização da produção de etanol de milho no Brasil e no mundo

A alta dependência do petróleo, as preocupações ambientais e a vontade de promover políticas de fomento rural, entre outros fatores, elevaram o interesse de diversos países em diversificar a matriz energética, com a inclusão ou aumento da produção de biocombustíveis. Entre as opções de matéria-prima para o processo, o milho desponta como uma commodity amplamente produzida no mundo e com bom rendimento técnico nas agroindústrias (Yacobucci & Schnepf, 2007).

No cenário internacional, os Estados Unidos são o principal produtor de etanol de milho, com produção estimada de cerca de 60 bilhões de litros em 2019 – quase duas vezes maior que a produção brasileira de etanol em geral – e 205 plantas que processam exclusivamente o grão, concentradas no *Corn Belt* norte-americano (RFA, 2020). Na temporada 2018/2019, o uso de milho para a produção de etanol naquele país ultrapassou 135 milhões de toneladas, o equivalente a 37,5% da quantidade colhida na época (Estados Unidos, 2020b).

Ainda que a produção de etanol norte-americana tenha começado em meados da década de 1970 como uma alternativa aos combustíveis fósseis diante das sucessivas crises do petróleo (Solomon et al., 2007), ela cresceu

vigorosamente a partir de 2005. Daquele ano até 2018, a taxa média de crescimento foi de 10% ao ano (EIA, 2020).

Naquele país, o setor produtivo respondeu a fortes incentivos governamentais. Destacam-se a imposição de misturas obrigatórias de etanol à gasolina – dentro do conjunto de leis conhecidas como RFS (*Renewable Fuel Standard*) –, a diminuição das tarifas de importação de etanol e o aumento dos subsídios diretos setoriais (Tyner, 2008).

Além disso, observou-se o desenvolvimento de mercados relacionados à nutrição animal, aproveitando-se da vasta gama de coprodutos derivados do processamento do milho, tanto no modelo de moagem por via seca quanto por via úmida. A diferença entre essas duas formas consiste, como os nomes sugerem, na presença ou não de água no processo de separação dos componentes do milho. Cada método dá origem a uma gama de derivados, sendo o método úmido mais complexo e com produtos mais sofisticados (Germani, 2011).

De acordo com a RFA (2020), cerca de 90% da produção de etanol dos EUA é gerada via moagem seca, que gera, além de etanol, óleo e dióxido de carbono, coprodutos conhecidos como *distillers grains* e suas variações – DDG (*Dry Distiller Grains*), DDGS (*Dry Distiller Grains with Solubles*), WDG (*Wet Distiller Grains*) e WDGS (*Wet Distiller Grains with Solubles*). O restante é por moagem por via úmida, que gera coprodutos de maior valor agregado, como *Corn Gluten Feed* e *Corn Gluten Meal*, também usados na alimentação animal.

Além de depender da quantidade de umidade e da inclusão ou não de solúveis destilados, os coprodutos da via seca variam de acordo com o percentual de proteína, matéria seca e de outros nutrientes, entre outros fatores (Hoffman, 2011), o que permite diversificação produtiva e de estratégias de venda para cada mercado e tipo de dieta animal.

Com a diminuição das margens do biocombustível depois de 2008/2009, o setor

buscou elevar as receitas adicionais com a comercialização de coprodutos, aumentando a qualidade e a consistência de oferta, além de explorar o mercado de óleo e de dióxido de carbono para a indústria de bebidas (Hoffman, 2011). Em 2019, a receita adicional de todos os coprodutos da produção de etanol foi de US\$ 7 bilhões, cerca de 25% da receita total do setor (RFA, 2020).

Além da adição e diversificação de receitas para usina, os coprodutos DDG/DDGS/WDG/WDGS têm gerado divisas para o setor, a julgar pela crescente demanda dos mercados asiático e mexicano. Em 2019, foram exportados 10,9 milhões de toneladas, 31% da produção americana (RFA, 2020).

Outros países estão produzindo etanol de milho, como Argentina e Paraguai, mas com baixa relevância no cenário internacional. O mercado consumidor ainda pequeno quando comparado aos de EUA e Brasil e políticas energéticas menos estimulantes aos biocombustíveis limitam a produção e, conseqüentemente, a maior participação no cenário mundial (Dolabella, 2011).

O Brasil integra o grupo de grandes produtores de biocombustíveis, mas a matéria-prima amplamente utilizada é a cana-de-açúcar. A produção brasileira do etanol de milho equivaleu, em 2019, a 2,8% da dos EUA e 1,5% da produção mundial de etanol total (RFA, 2020; Unica, 2020). Nesse contexto, a produção do biocombustível a partir do processamento de milho é recente e em menor quantidade. A Usimat, localizada em Mato Grosso, foi a primeira usina *flex* e pioneira no processamento do milho para a produção de etanol no Brasil, tendo iniciado a moagem dessa matéria-prima em 2012 (Conab, 2018). A Figura 1 mostra a evolução dos projetos de etanol de milho no Brasil de 2012 a 2020. Todos os projetos desenvolvidos foram de usinas *flex* até 2017, ocasião em que a FS Bioenergia inaugurou a primeira usina *full* do País, isto é, dedicada a produzir etanol exclusivamente de milho, em Lucas do Rio Verde, MT.

A trajetória da produção de etanol de milho no Brasil relaciona-se diretamente com o



Figura 1. Linha do tempo dos investimentos em plantas (*flex* e *full*) de etanol de milho.

desenvolvimento de setores produtivos correlatos no Centro-Oeste. Além, evidentemente, da produção de milho e da cadeia do etanol previamente existente, o crescimento da produção de etanol de milho possui relação com a possibilidade de integração industrial com o processamento da cana-de-açúcar e com o avanço da produção animal, para a qual podem se destinar seus coprodutos.

Quanto ao parque industrial para a produção de etanol de milho, o País possuía, até o fim de 2019, dez fábricas *flex* e duas *stand-alone*, além de quatro em fase final de construção e que devem entrar em operação até o fim de 2020 (Unem, 2020). Essa expansão foi impulsionada por diversos fatores: i) a abundância de milho em algumas regiões; ii) a redução da taxa de juros na economia brasileira, que diminui o custo de investimento em plantas novas e antigas; e iii) as boas perspectivas para o consumo de etanol carburante no País, resultante, em especial, do maior alinhamento do preço da gasolina às flutuações do mercado internacional de petróleo desde o fim de 2016.

No caso das usinas *flex*, a diversificação da produção de etanol do milho reside em dois aspectos centrais: primeiramente, a oportunidade de aquisição da matéria-prima a preços competitivos em regiões com excedente de produção e que exibem elevados custos logísticos para o escoamento de um produto de baixo valor agregado; em segundo lugar, aproveita-se, durante a entressafra, a infraestrutura da usina de cana-de-açúcar, antes ociosa, principalmente utilidades (equipamentos e instalações destina-

dos à geração de vapor e eletricidade), dornas de fermentação e colunas de destilação.

Nesse cenário, o baixo investimento necessário à construção (ou integração na de cana) da usina de milho – por causa da presença das sinergias e de estruturas ociosas, do conhecimento já estabelecido na produção e comercialização de etanol e do excedente de bagaço e, conseqüentemente, de vapor e eletricidade para processamento do grão – contribuiu para que as primeiras plantas a produzirem etanol de milho fossem do tipo *flex*.

Conforme dados da Unica (2020), a produção de etanol de milho no Centro-Sul tem se expandido, alcançando 0,79 bilhão de litros na safra 2018/2019. Na safra 2019/2020, a produção atingiu cerca de 1,624 bilhão de litros – volume que representa incremento de 105% em relação à safra anterior e correspondente a 4,88% da produção total de etanol no Centro-Sul do País (Figura 2).

A importância econômica da produção de etanol de milho também é evidenciada por seu papel durante a entressafra de cana-de-açúcar no Centro-Sul. Ilustrativamente, na segunda quinzena de dezembro de 2019, ou seja, início da entressafra, dois terços da produção de etanol total usou o cereal como matéria-prima (Unica, 2020), o que possivelmente contribuiu para a suavização dos aumentos de preços do biocombustível naquele momento.

Além disso, dada a distribuição regional, a produção de etanol de milho pode melhorar também as condições de oferta do biocombustível em regiões em que historicamente, por causa do custo logístico, seu preço era pouco atraente, como parte do Centro-Oeste e o Norte.

Aspectos técnicos da produção de etanol de milho e de cana-de-açúcar

Na produção comercial de etanol, as matérias-primas utilizadas podem ser classificadas em três grandes grupos, conforme sua composição molecular: a) matérias-primas açucaradas;

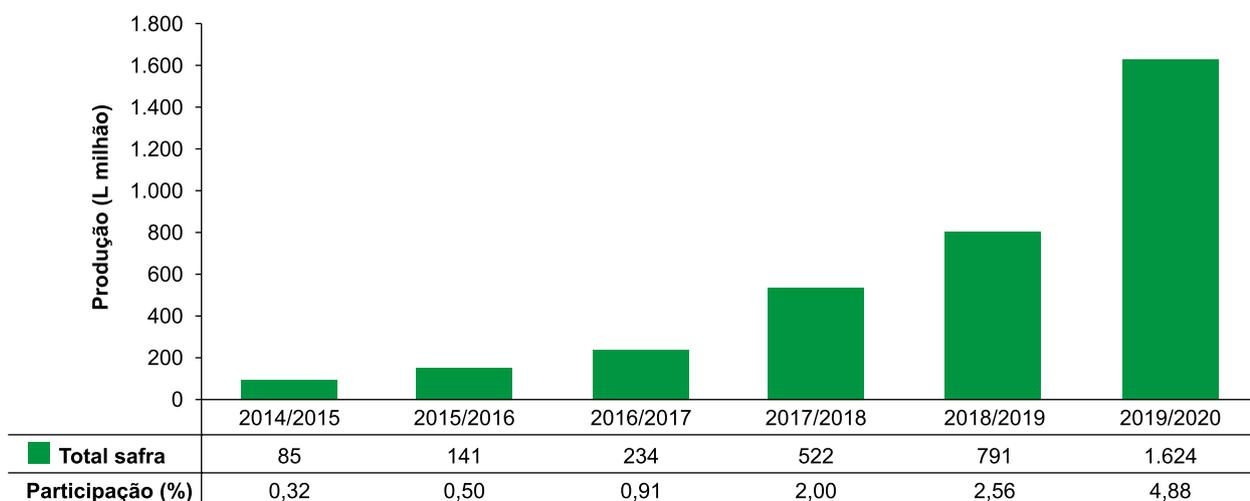


Figura 2. Evolução da produção de etanol de milho no Centro-Sul do Brasil.

Fonte: elaborado com dados da Unica (2020).

b) matérias-primas amiláceas e feculentas; e c) matérias-primas celulósicas (Eckert, 2016). Essas matérias-primas são processadas para a obtenção de açúcares a serem direcionados para o processo de fermentação alcoólica.

Como o nome sugere, as matérias-primas açucaradas possuem em sua composição açúcares (carboidratos de sabor adocicado). Nesse grupo, enquadra-se a cana-de-açúcar. As matérias-primas amiláceas possuem em sua composição o amido, encontrado em altos teores em grãos de cereais, raízes e tubérculos (Vasconcelos, 2010) – o milho é um exemplo.

A celulósica é a mais cara e desafiadora. O Etanol celulósico, ou de segunda geração, é produzido pela fermentação de açúcares originários da quebra da celulose por enzimas específicas. Esses produtos químicos encarecem a fabricação.

A produção de etanol do milho segue o mesmo princípio da produção do etanol da cana-de-açúcar: fermenta-se um substrato rico em açúcares, que, em seguida, é destilado. Porém, por causa das características das matérias-primas, a maneira como se chega ao substrato para fermentação em um caso é radicalmente distinta do outro. A Figura 3 mostra o fluxograma de obtenção industrial do etanol do milho e do etanol da cana-de-açúcar.

No caso da cana-de-açúcar, os açúcares já estão disponíveis na biomassa (Vasconcelos, 2010), sendo necessária apenas sua extração, o que é feito em um processo físico relativamente simples, através de moendas e difusores (Alcarde, 2009). Já para o milho – e matérias-primas amiláceas em geral –, é necessária a conversão do amido em açúcares através de um processo enzimático a altas temperaturas em virtude da insolubilidade dos polissacarídeos (Donke, 2016), o que torna o processo de obtenção do substrato a ser fermentado bastante mais complexo.

Além disso, na produção de etanol de cana-de-açúcar gera-se grande quantidade de bagaço, cuja destinação principal é a alimentação de caldeiras das próprias usinas – o vapor derivado da queima é convertido em energia. No caso do etanol de milho, sua produção dá origem não só ao biocombustível, mas também a outros produtos alimentícios, entre os quais, óleo de milho e DDG/DDGS/WDG/WDGS.

As usinas *flex* são unidades produtivas capazes de processar tanto cana-de-açúcar quanto milho para a produção de etanol e podem ser classificadas como integradas-compartilhadas e integradas-dedicadas. No primeiro caso, a produção de etanol de milho ocorre apenas na entressafra da cana-de-açúcar, de modo que se

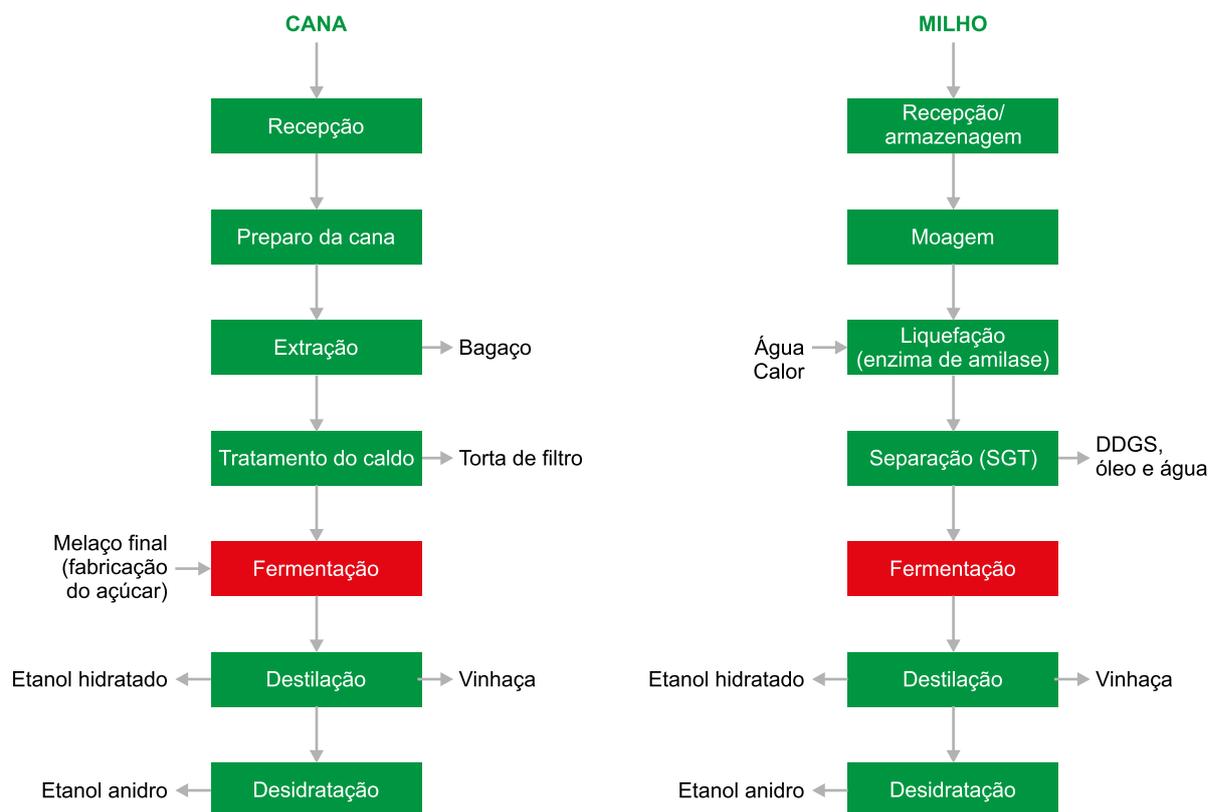


Figura 3. Rotas para produção de etanol de milho e de cana-de-açúcar.

Nota: DDGS é a sigla comumente utilizada para grãos secos de destilaria com solúveis (*dried distillers grains with solubles*); SGT é a sigla comumente utilizada para tecnologia de moagem seletiva (*selective grind technology*).

possa utilizar – em momentos distintos – as mesmas estruturas de fermentação, destilação e utilidades. Já as integradas-dedicadas são capazes de produzir etanol de ambas as matérias-primas simultaneamente, mas as estruturas de fermentação e destilação utilizadas no período de safra são separadas, compartilhando-se apenas as utilidades. Na entressafra, contudo, as estruturas anteriormente destinadas à produção de etanol de cana-de-açúcar podem se destinar ao etanol de milho.

A Figura 4 mostra de que maneira as linhas de processamento de cana-de-açúcar e de milho compartilham etapas em uma usina do tipo *flex*.

Ressaltar-se, contudo, que, mesmo em usinas *flex*, as especificidades técnicas de cada uma das matérias-primas tendem a se refletir em suas estruturas de custos e, portanto, devem ser analisadas.

Oferta de milho e demanda pelos coprodutos do etanol de milho no Brasil

O Brasil é o terceiro maior produtor de milho, cerca de 9% da produção mundial, e o segundo maior exportador, com aproximadamente 20% do volume comercializado no mundo. Nossos principais compradores são o Oriente Médio, a África e o Japão (Estados Unidos, 2019).

De acordo com dados de Companhia Nacional de Abastecimento (Conab, 2019), a produção nacional de milho saltou de 56 milhões de toneladas na safra 2009/2010 para 100 milhões de toneladas na safra 2018/2019. A Figura 5 mostra a distribuição da produção no Brasil, conforme dados do Censo Agropecuário de 2017 (IBGE, 2020), bem como a localização de todas as plantas de processamento do grão

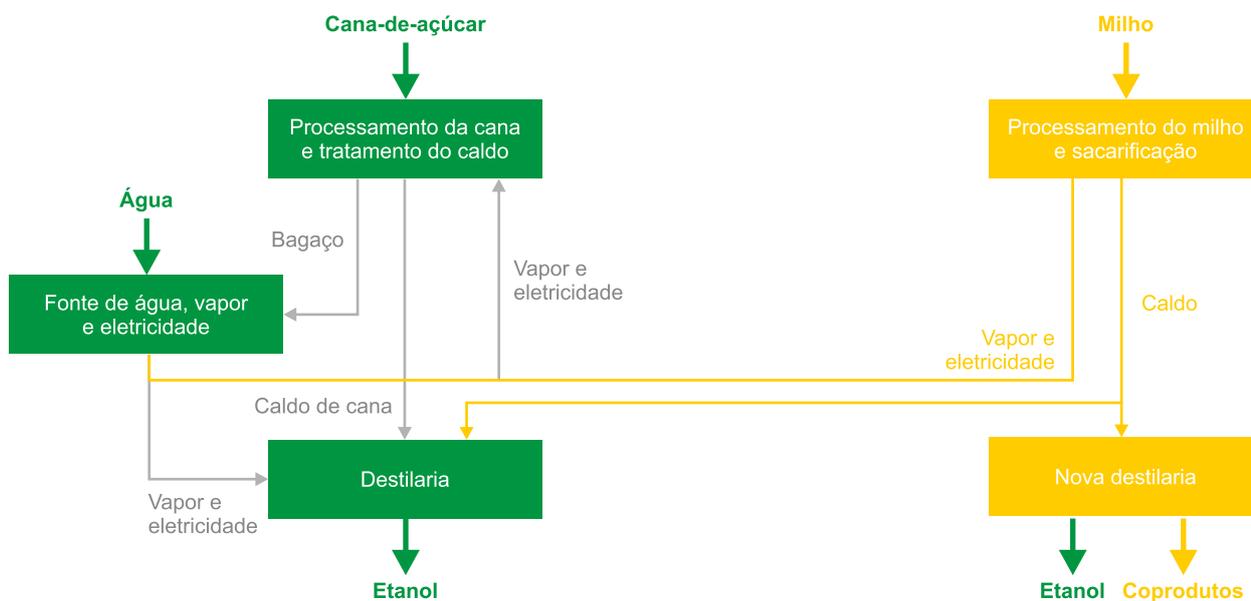


Figura 4. Esquema de compartilhamento e sinergias numa usina *flex*.

Fonte: elaborado com base em Vasconcelos (2010) e Milanez et al. (2014).

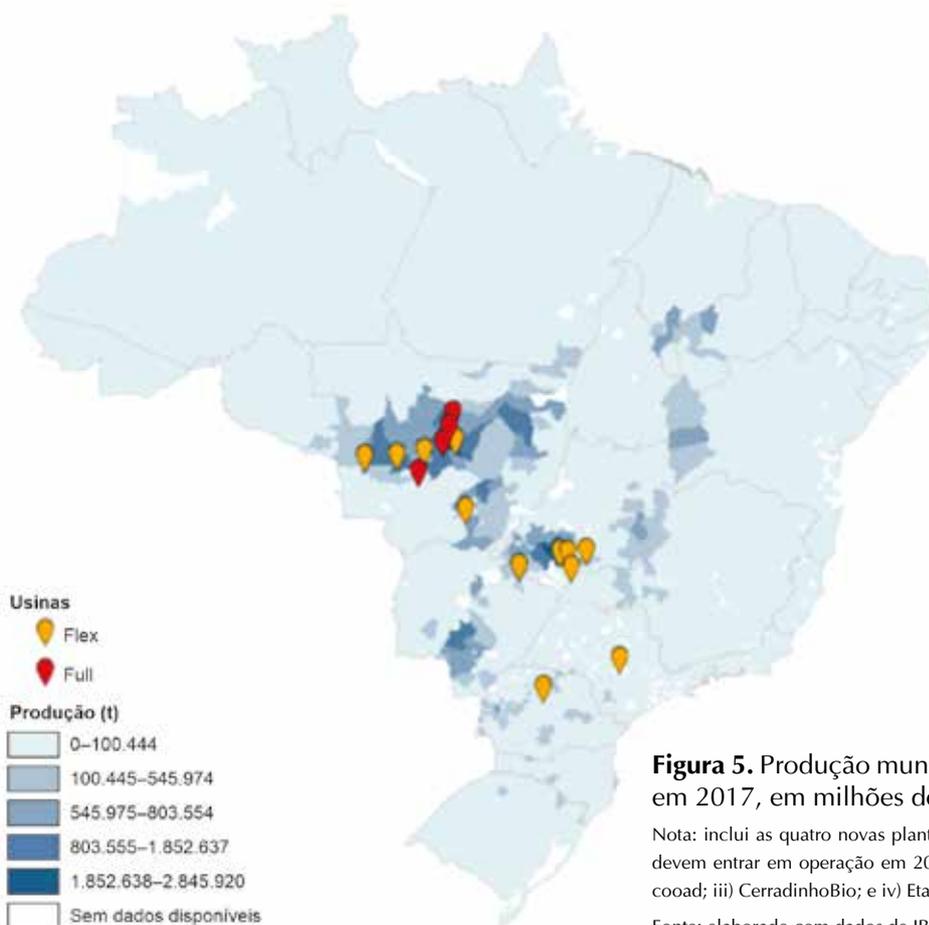


Figura 5. Produção municipal de milho no Brasil em 2017, em milhões de toneladas.

Nota: inclui as quatro novas plantas industriais, que já entraram ou devem entrar em operação em 2020: i) FS Bionergia-Sorriso; ii) Al-cooad; iii) CerradinhoBio; e iv) Etamil.

Fonte: elaborado com dados de IBGE (2020) e Unem (2020).

para a produção de etanol, tanto *flex* como *stand-alone* (*full*).

Dois movimentos são importantes para explicar a distribuição geográfica das usinas de etanol de milho no Brasil: i) a expansão da produção para o Centro-Oeste; e ii) a viabilidade técnica e financeira da segunda safra de milho na região em detrimento da primeira. Conforme a Tabela 1, o Centro-Oeste passou de 15,6 milhões de toneladas em 2008/2009, ou 31% da produção nacional do grão, para 53 milhões de toneladas em 2018/2019, ou 53%, sendo responsável por 82% da expansão produtiva do País nesse ano (Conab, 2019). Na média do período analisado, a segunda safra respondeu por cerca de 90% da produção de milho da região. Até então chamada de “safrinha”, ela ganhou ganhou pujança e passou a representar mais de 75% da produção nacional de milho.

A principal razão do crescimento foi o aumento da área plantada na região, em decorrência da produção integrada entre soja e milho na primeira e na segunda safras, respectivamente. A superfície semeada com milho cresceu mais de 140% de 2008/2009 para 2018/2019, saindo de 3,5 milhões de hectares para 8,5 milhões – crescimento anual de 9,2%. Já os ganhos de

produtividade subiram 40,5% (3,5% a.a.), resultando no crescimento de produção de 240% no período (13,0% a.a.). A título de comparação, na década passada a área plantada com o grão no País cresceu só 23% e a produção, 96% (Conab, 2019).

Kappes et al. (2009), Seben Junior et al., (2014) e Osaki & Batalha (2015) mostraram os benefícios agrônômicos, ambientais e econômicos do plantio integrado de milho e soja. Do ponto de vista técnico, os ganhos de produtividade decorrem dos benefícios agrônômicos do plantio direto, do desenvolvimento de sementes adaptadas à região e do inverno, além da alta sinergia entre os equipamentos usados nas duas culturas. Do ponto de vista econômico, a possibilidade de uma segunda safra de milho gera e diversifica a receita do produtor, contribui para diluir os custos fixos e otimiza o uso da terra.

Os aumentos contínuos em área plantada e os ganhos de produtividade no Centro-Oeste, sobretudo em Mato Grosso, permitiram que setores dependentes de milho encontrassem volume e consistência na disponibilidade do grão na região.

Além disso, a região possui participação e volumes consideráveis de efetivos animais,

Tabela 1. Área semeada (ha milhão), produtividade (t/ha) e produção (t milhão) de milho no Centro-Oeste e Brasil em 2008/2009, 2013/2014 e 2018/2019.

	2008/2009		2013/2014		2018/2019		(%) 2018/2019 vs. 2008/2009	
	CO	BR	CO	BR	CO	BR	CO	BR
Área	3,5	14,2	6,2	15,8	8,5	17,5	142	23
1ª safra	0,8	9,3	0,4	6,6	0,3	4,1	-56	-56
2ª safra	2,7	4,9	5,8	9,2	8,2	13,4	199	173
Produtividade	4,4	3,6	5,7	5,1	6,2	5,7	40	59
1ª safra	5,7	3,6	7,5	4,8	7,7	6,2	35	72
2ª safra	4,0	3,5	5,5	5,3	6,1	5,6	52	57
Produção	15,6	51,0	35,1	80,1	52,8	100,0	239	96
1ª safra	4,5	33,7	3,2	31,7	2,6	25,6	-41	-24
2ª safra	11,1	17,3	31,9	48,4	50,2	74,4	353	329

Notas: dados da 3ª safra incluídos na 2ª safra.

Fonte: Conab (2019).

especialmente da bovinocultura (corte e leite). Isso favoreceu, de imediato, a comercialização dos coprodutos do processo de etanol de milho, como óleo de milho e DDG/DDGS/WDG/WDGS, inclusive com a possibilidade de integração entre os sistemas de produção e de arranjos locais.

Ressalta-se a importância das receitas adicionais geradas por tais coprodutos para garantir rentabilidade aos modelos de produção do País. Milanez et al. (2014) mostram que a venda dos grãos de destilaria pode aumentar a receita em até 12,5% numa planta *flex* que opere durante o ano todo. Segundo os autores, sem a venda desses coprodutos a rentabilidade estimada cairia de 17,3% para 2,9%.

Conforme a Tabela 2, nas últimas duas décadas parte do setor de proteína animal (aves e suínos) passou por um processo de desconcentração regional, buscando se aproximar da produção de grãos do Centro-Oeste. O sudoeste goiano e o sudeste e médio-norte mato-grossense se destacam nesse processo. Ressalta-se o alto nível de integração ou parceria entre criadores e agroindústrias no Centro-Oeste, com a presença de empresas relevantes, como BRF e JBS. Franco (2009) e Sant’ana (2010) ressaltam que na região há importantes arranjos produtivos entre produção de grãos, criação de aves e suínos, abate e processamento de carne e de serviços agroindustriais.

Os esforços da cadeia produtiva, coordenados pelas agroindústrias, se traduziram em maiores níveis de investimentos na criação e abate de animais, aumento da adoção de tec-

nologia pelos criadores e melhores indicadores técnicos na indústria (Franco, 2009). Em 2019, cerca de 15% dos abates de aves e suínos no País se concentraram no Centro-Oeste, com crescimento médio das duas criações de 4,5% a.a. na última década, contra 1,7% a.a. no cenário nacional (SIF, 2020).

Já a participação do Centro-Oeste no rebanho total de bovinos manteve-se praticamente constante. Em 2018, dos 73,8 milhões de cabeças da região, só 2,3 milhões foram criadas no modelo de confinamento (3,2% do rebanho) e 1,3 milhão no em semiconfinamento (1,8%) (Anualpec, 2019). Apesar de pouco representativo no rebanho bovino da região, o Centro-Oeste concentra, respectivamente, 58% e 48% do rebanho confinado e semiconfinado do País, indicativo de demanda relevante por ração animal.

Estados próximos do Centro-Oeste, como Pará e Rondônia, também possuem rebanhos bovinos expressivos – 20,6 e 14,4 milhões de cabeça, respectivamente (IBGE, 2020), e se tornaram regiões importantes para a expansão da produção nacional. Nesses estados, o número de cabeças cresceu 2,5% ao ano, enquanto a média brasileira na última década foi de 0,5% a.a.

A Figura 6 mostra a localização da demanda potencial por coprodutos da produção de etanol de milho para uso em ração animal. O cálculo baseia-se nos efetivos municipais de cada criação (bovinocultura de corte e de leite, suinocultura e avicultura de corte e de postura) e no potencial de substituição dos componentes atuais das rações pelos coprodutos. Como o mer-

Tabela 2. Rebanho animal no Centro-Oeste (milhões de cabeças) e participação da região no rebanho nacional.

	1998	part. (%)	2008	part. (%)	2018	part. (%)	CAGR ⁽¹⁾ (%)
Bovinos	56,4	34,6	68,9	34,1	73,8	34,6	1,4
Aves	56,8	7,4	122,9	10,3	187,3	12,8	6,1
Suínos	2,5	8,4	4,3	11,7	6,5	15,8	4,9

⁽¹⁾ Taxa anual de crescimento de cada efetivo entre 1998 e 2018. Bovinos – corte e leite; aves – corte e postura.

Fonte: IBGE (2020).

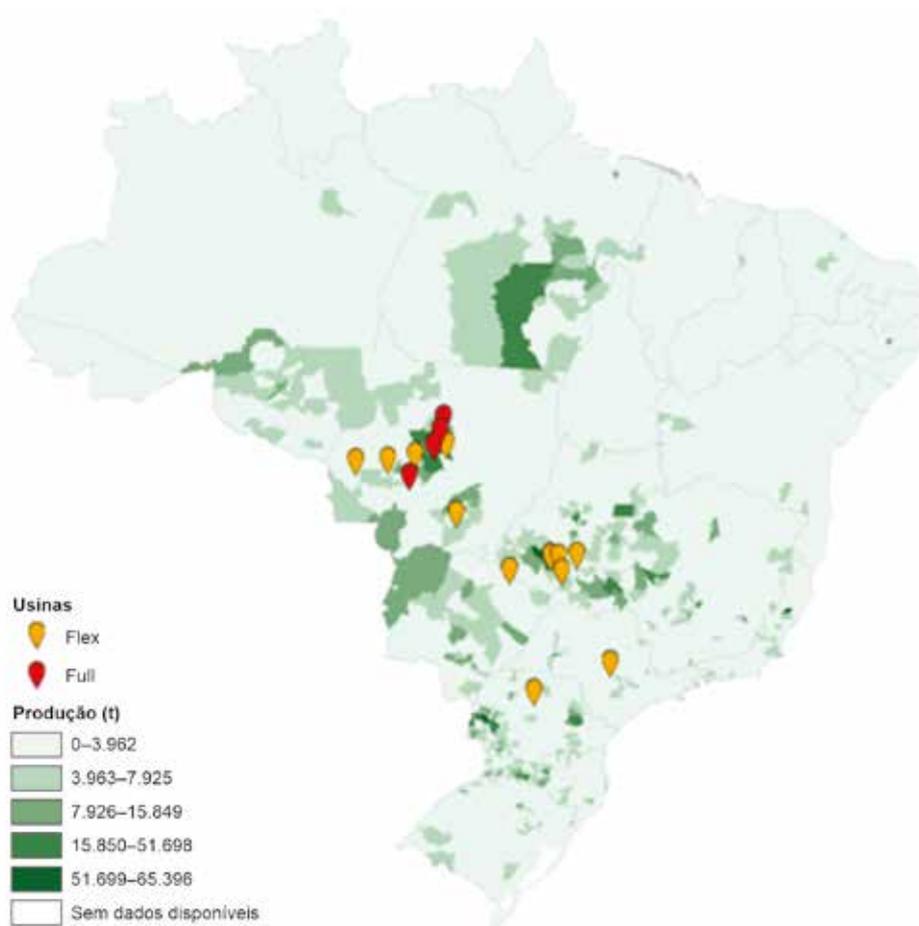


Figura 6. Demanda potencial por DDG/DDGS/WDG/WDGS no Brasil em 2017 (t milhão) por município.

Fonte: elaborado com base em Estados Unidos (2020a), IBGE (2020), RFA (2020) e Sindirações (2020).

Nota: O cálculo para estimar o mercado potencial de DDG/DDGS/WDG/WDGS por município considerou a demanda efetiva das criações (bovinocultura de corte e leite, suinocultura e avicultura de corte e leite) por ração no País (Sindirações, 2020), ponderada pelos rebanhos municipais (IBGE, 2020) e pela participação dos coprodutos na ração animal no mercado dos EUA (Estados Unidos, 2020a; RFA, 2020).

cado brasileiro de DDG/DDGS/WDG/WDGS é recente, adotou-se o padrão de substituição médio observado no mercado norte-americano, mais maduro, para determinar o potencial de demanda.

Como esperado, observa-se que a demanda potencial pelo grupo de coprodutos do etanol de milho concentra-se nas regiões com maiores efetivos animais, especialmente bovinocultura, como Mato Grosso, o centro e o sudoeste goiano, Mato Grosso do Sul, o sul do Pará, o leste de Rondônia e o Triângulo Mineiro. Vale considerar que, como os coprodutos do etanol de milho são mais adequados e têm maior participação na

ração de ruminantes, as regiões com grandes rebanhos bovinos, corte ou leite, são beneficiadas.

A concentração do rebanho bovino e a maior facilidade de entrada dos coprodutos na dieta dos animais são fatores que favorecem e reforçam a presença da indústria de etanol de milho no Centro-Oeste, beneficiada também pela expansão da avicultura e da suinocultura para a região.

Em contraponto, o fato de o modelo extensivo de produção de bovinos ser o mais adotado no País diminui o potencial de consumo de coprodutos. Nesse cenário, as outras proteínas animais, ainda que em menor peso, podem

se tornar relevantes para o escoamento de tais produtos. O oeste e o centro paranaense, o oeste catarinense e parte de Minas Gerais, conhecidos pela alta produção de aves e suínos, chamam a atenção como potenciais consumidores dos coprodutos. Nesse caso, ressalta-se os elevados custos logísticos para a entrega do produto no Sul, mesmo com os componentes habituais da ração, como milho e farelo, mais caros nessas regiões.

Tanto a disponibilidade de milho quanto a demanda por etanol e pelos coprodutos são importantes para indicar a viabilidade econômica do negócio e a localização das plantas produtivas. Desse modo, fez-se a intersecção dos dois mapas anteriores (Figura 5 e Figura 6) com objetivo de identificar as regiões cujos indicadores de produção de milho e de demanda pelos coprodutos sejam relevantes. Os municípios foram, então, separados pela combinação de classificações relativas à disponibilidade de milho e à demanda potencial por coprodutos (Figura 7).

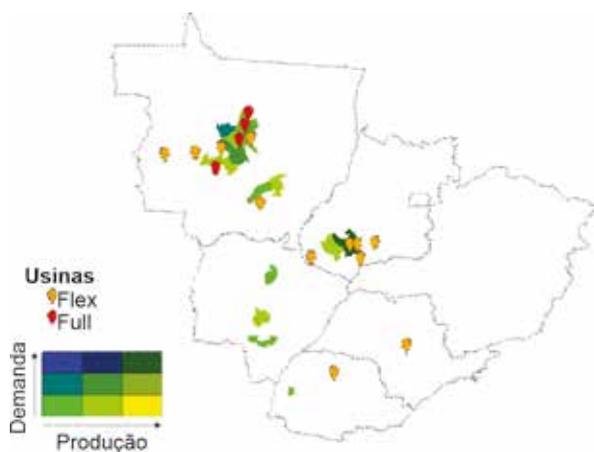


Figura 7. Municípios com relevância na produção de milho e na demanda potencial por DDG/DDGS/WDG/WDGS.

Fonte: elaborado com base em Estados Unidos (2020a), IBGE (2020), RFA (2020) e Sindicatos (2020)

Notadamente, as regiões de maior destaque foram o médio-norte de Mato Grosso, em especial a região da BR-163, e o sudoeste goiano. A maior parte das usinas de milho – dedicadas

ou *flex* – já está concentrada nessas regiões, o que reforça tais indicadores como bons parâmetros para a localização das unidades produtivas.

Somente as duas usinas integradas em São Paulo e no Paraná estão mais distantes das regiões destacadas na Figura 7. No entanto, essas plantas exibem baixo potencial de produção: Cereale, em Dois Córregos, SP, e Cooperval, em Jandaia do Sul, PR, com capacidade nominal de 20 mil m³ de etanol de milho cada – menos de 2% da capacidade do setor (Unem, 2020). Uma explicação pode ser o fato de se localizarem em regiões de alta demanda pelo biocombustível e com produção suficiente para a necessidade das plantas.

Outros polos produtivos potenciais indicados no mapa são parte do centro-norte e o sudoeste de Mato Grosso do Sul e o oeste paranaense. Além desses fatores, é fundamental entender como ocorrem a demanda e os preços de etanol, os níveis de preços de milho e o ambiente competitivo nas regiões destacadas. Ressalta-se que já há grupos interessados em plantas em Mato Grosso do Sul, mas ainda em fase de projetos.

Vale destacar que algumas dessas regiões, em especial o oeste paranaense e o sudeste de Mato Grosso do Sul, já possuem uma cadeia produtiva robusta baseada na produção de milho, soja e proteínas animal, o que constitui um mercado consumidor potencial para os coprodutos, mas isso pode gerar forte concorrência, com agroindústrias já estabelecidas, na aquisição de milho. Cidades do sudeste de Mato Grosso do Sul possuem usinas de cana-de-açúcar, o que sugere oportunidades para uma possível integração com a produção de etanol à base de milho.

Metodologia

Para analisar as características técnico-econômicas das usinas *flex* no Brasil, fez-se uma pesquisa, em janeiro de 2020, com duas das dez unidades produtoras desse tipo no País, uma em Goiás, outra em Mato Grosso. Considerando o

valor apontado pela Unica (2019), as duas empresas foram responsáveis por 33,74% do volume de etanol total de milho produzido no Centro-Sul – anidro e hidratado – na safra 2018/2019.

Os valores utilizados na análise são médias ponderadas obtidas pela aplicação remota, pelos autores, de um questionário estruturado com informações sobre custo da matéria-prima e de processamento industrial, indicadores de eficiência industrial, valores de produção e venda de etanol e coprodutos, indicadores administrativos, gastos com mão de obra (agrícola, administrativa e industrial) e outros gastos, como impostos e despesas não recorrentes.

As informações foram usadas para o cálculo do custo médio ponderado da produção do etanol hidratado obtido do milho, sem abordar valores associados ao etanol anidro, ainda que algumas análises se refiram ao etanol total produzido. Os cálculos seguiram a metodologia estabelecida por Matsunaga et al. (1976) e incluem a remuneração de todos os fatores de produção, como terra, trabalho e capital.

Resultados

Indicadores técnicos agroindustriais

A Tabela 3 mostra os principais indicadores técnicos agroindustriais empregados nos cálculos do custo de produção do etanol de milho. Considera-se apenas os indicadores relativos à linha de processamento de milho, ou seja, os valores não são representativos de toda a planta industrial, que consideraria também a linha de processamento de cana-de-açúcar.

A produção de múltiplos itens ilustra uma das vantagens da produção de etanol de milho, que é a diversificação de portfólio, pela comercialização de novos produtos/coprodutos para cadeias produtivas da região.

Nas usinas consideradas, as instalações para conversão de milho em etanol operaram com 95,57% da capacidade instalada, ou seja,

Tabela 3. Média ponderada dos principais indicadores técnicos de produção das usinas *flex* utilizados no modelo de custos – safra 2018/2019.

Indicadores técnicos	Valor	Unidade
Nível de utilização da capacidade instalada	95,57	%
Aproveitamento de tempo de moagem	87,85	%
Eficiência global	83,96	%
Preço médio de aquisição do milho	29,79	R\$/sc
Processamento e produção		
Moagem de milho	334.252	t
Produção de etanol total	133.456	m ³
DDG	36.962	t
WDGS	37.704	t
Óleo bruto	4.594	m ³
Mix de produção		
Etanol anidro	11,15	%
Etanol hidratado	88,85	%
Produtividade industrial		
Etanol total	399,27	L/t
DDG	110,58	kg/t
WDGS	112,80	kg/t
Óleo bruto	13,74	L/t

baixo nível de ociosidade comparativamente ao das usinas que operaram só com cana-de-açúcar. Estas últimas, em 2018, operavam com 81% de sua capacidade (Costa, 2019).

No caso das usinas *flex* integradas-dedicadas, pode-se dizer que a diferença no grau de uso da capacidade produtiva se deve majoritariamente ao período de entressafra da cana-de-açúcar. No Centro-Sul, enquanto as usinas processadoras de cana-de-açúcar interrompem sua produção por até quatro meses a cada ano-safra, as instalações para produção de etanol de milho são capazes de produzir continuamente.

Além disso, a transformação de usinas *stand-alone* de cana-de-açúcar em *flex* pode reduzir a ociosidade de parte das instalações, como dornas de fermentação e destilaria. O grau de utilização desses recursos antes ociosos

na entressafra de cana-de-açúcar depende da capacidade instalada de moagem do grão. Em princípio, se a totalidade da capacidade de moagem de milho estiver sendo utilizada no período de safra da cana, não haveria matéria-prima adicional a ser fermentada e destilada nas instalações de cana-de-açúcar.

Quanto à remuneração, a Tabela 4 mostra a receita líquida média das vendas de etanol total das usinas *flex*, o equivalente a R\$ 53,78/sc de milho na safra 2018/2019. Como esperado, o etanol é o produto derivado do milho com maior geração de receita: 89,7% do faturamento total.

As empresas analisadas produziram e comercializaram também DDG e WDGS, mas o valor de mercado do segundo é cerca de 5,5 vezes menor do que o do primeiro, dada a elevada concentração de água. Esses coprodutos são uma fonte secundária de geração de caixa, menos de 10% da receita gerada pelo processamento de milho nas agroindústrias analisadas. Afirma-se, assim, que bons resultados financeiros de usinas *flex*, em comparação com as convencionais de cana-de-açúcar, dependem da estratégia de produção e comercialização do etanol de milho. Ao mesmo tempo que podem adquirir matéria-prima a um custo menor, a venda do etanol pode ser feita durante a entressafra de cana-de-açúcar, aproveitando então preços sazonalmente mais elevados.

Os grãos de milho de destilaria (DDG/DDGS/WDG/WDGS) têm como principais características altos teores de proteína, fibra e energia, possuindo, portanto, grande potencial

econômico, especialmente por conta do uso na alimentação animal, podendo gerar receita superior à da bioeletricidade da queima do bagaço excedente de cana-de-açúcar.

As oportunidades para o incremento da receita obtida com a destilação do etanol de milho surgem, em especial, do aumento da produção e comercialização de coprodutos, com ênfase em DDG e DDGS, produtos com menor teor de água e maior valor do que o WDGS. Algumas plantas fabris têm explorado diversas especificações e variações desses coprodutos. A intensidade da cor dos grãos de destilaria, por exemplo, é um indicador de qualidade da proteína, sendo as cores mais claras indicadoras de melhor qualidade de aminoácidos.

No caso do óleo de milho, coproduto com elevado valor de mercado, sua produção é bastante limitada pelo rendimento industrial de apenas 13,74 litros por tonelada de milho. Entretanto, como a quantidade produzida pelas usinas em questão é reconhecidamente baixa, há espaço para o crescimento da receita gerada com o óleo de milho.

Aspectos econômico-financeiros: receitas, custos e margens

Os coeficientes técnicos da produção de etanol de milho apontam alta produtividade por tonelada processada, mas a baixa produção por hectare limita o rendimento do grão para produção de etanol em aproximadamente 2,5 m³/ha (Tabela 5). Comparativamente, para a

Tabela 4. Receita líquida média da comercialização dos produtos e coprodutos derivados do processamento do milho – safra 2018/2019.

Produto/coproduto	Produtividade	Receita unitária	Receita	
			R\$/t milho	R\$/sc milho
Etanol total	399,27 L/t	R\$ 2.013,78/m ³	804,04	48,24
DDG	110,58 kg/t	R\$ 477,66/t	52,82	3,17
WDGS	112,80 kg/t	R\$ 86,48/t	9,75	0,59
Óleo bruto	13,74 L/t	R\$ 2.164,20/m ³	29,74	1,78
Total			896,36	53,78

cana-de-açúcar a produtividade agrícola média em 2018/2019 foi de 74,3 t/ha e rendimento industrial de 82,2 litros, o que gerou 6,1 m³/ha, ou seja, 2,5 vezes maior do que no processo produtivo de milho.

Tabela 5. Rendimentos do etanol de milho e custo da matéria-prima – safra 2018/2019.

Indicador	Unidade	Milho
Rendimento agrícola (etanol total)	t/ha	6,20 ⁽¹⁾
Rendimento industrial (etanol total)	L/t	399,44
Produtividade agroindustrial	L/ha	2.475,40
Custo da matéria-prima ⁽²⁾	R\$/t	496,50
Custo da matéria-prima na produção de etanol hidratado	R\$/L	1,24

⁽¹⁾ Média do Centro-Oeste; ⁽²⁾ Refere-se ao preço de aquisição da matéria-prima posta na indústria (CIF), ao valor destacado na Tabela 3.

Fonte: elaborado com dados da pesquisa e da CONAB (2019).

As usinas *flex* integradas-dedicadas que processaram milho para produção de etanol adquiriram a matéria-prima, em média, a R\$ 29,79/sc – o equivalente a R\$ 496,50/t. Esse valor, considerando o rendimento industrial do milho, implica dizer que, do custo total de produção do etanol hidratado de milho, a matéria-prima respondeu por R\$ 1,24/L. O custo total de produção do etanol de milho nas usinas *flex* estudadas, na safra 2018/2019, foi de R\$ 1.709,01/m³. Conforme a Tabela 6, o custo industrial de processamento do milho foi de R\$ 383,60 por metro cúbico de etanol hidratado, sendo relevantes os gastos com insumos industriais, o que se deve justamente à alta complexidade da preparação do grão nas etapas anteriores à fermentação.

No caso do milho, deve-se observar que o *Capital Expenditure* (Capex) colocado na estrutura integrada é relativamente baixo. Dos investimentos realizados em projetos de planta *flex*, o Capex médio foi de R\$ 0,77/L/ano, enquanto nas plantas *full* o valor saltou para R\$ 1,68/L/ano. Uma das razões para isso é o fato

Tabela 6. Custo de produção do etanol hidratado (R\$/m³) do milho em usinas *flex* integradas-dedicadas na safra 2018/2019.

Item	Custo (R\$/m ³)
Matéria-prima	1.243,51
Operação de processamento industrial	383,60
Mão de obra	19,74
Insumos industriais	208,15
<i>Enzimas</i>	31,21
<i>Químicos</i>	69,33
<i>Combustíveis e lubrificantes</i>	27,05
<i>Vapor e energia elétrica</i>	80,57
Manutenção industrial	38,87
<i>Materiais</i>	19,34
<i>Serviços de terceiros</i>	19,54
Despesas industriais	13,15
<i>Serviços e terceirizados</i>	10,69
<i>Administração industrial</i>	2,45
Depreciação industrial e remuneração do capital fixo	103,69
Despesas gerais, administrativas e com vendas	81,90
Mão de obra	28,20
Serviços administrativos prestados por terceiros	14,88
Outros ⁽¹⁾	38,82
Custo total	1.709,01

⁽¹⁾ Compreende fretes, embarques, comissões e outras despesas não recorrentes.

de o etanol de milho poder ser produzido com investimentos adicionais à estrutura já existente.

Ao contrário da cana-de-açúcar, o milho pode ser estocado, o que reduz a variabilidade sazonal do fornecimento de matéria-prima para a produção de etanol, além de abrir espaço para a precificação e sua aquisição pelas usinas em operações em mercados futuros. Além disso, as usinas *flex* integradas-dedicadas podem produzir o etanol na entressafra da cana-de-açúcar, potencialmente combinando o baixo custo de aquisição do milho com elevados preços de venda do etanol.

A incorporação do milho também é favorecida pela oferta de energia excedente disponível nas usinas de cana-de-açúcar, o que implica benefícios trazidos tanto por economias de escala – ao diluir custos fixos – quanto por economias de escopo. Portanto, os resultados sugerem que as usinas *flex* – pelo menos em sua variante integrada-dedicada e em regiões com disponibilidade de milho a preços baixos – podem ser uma promissora alternativa para garantir a rentabilidade da produção de etanol no Brasil. A Tabela 7 mostra o resultado econômico obtido com o processamento do milho para as duas usinas *flex* analisadas, 23,87%, que considera, além de custos operacionais, a depreciação e a remuneração do capital fixo.

Tabela 7. Margens econômicas da produção do etanol de milho em usinas *flex* – safra 2018/2019.

Item	R\$/t milho	R\$/sc milho
Receita total	896,35	53,78
Etanol	804,04	48,24
Coprodutos	92,31	5,54
Custo total	682,37	40,94
Resultado econômico	213,98	12,84
Margem de lucro	23,87%	

Ao contrário do setor sucroenergético como um todo, que na última década produziu resultados econômicos decrescentes e frequentemente negativos (Pecege, 2019), a produção de etanol do milho exhibe números bastante positivos, ainda que condicionados – como será discutido a seguir – por condições de mercado específicas, principalmente o baixo preço da matéria-prima.

Com esses resultados, o etanol de milho produzido nas usinas *flex* pode ser um fator relevante para a superação dos desafios do setor sucroenergético brasileiro. Nessa perspectiva, as usinas *flex* se mostram uma alternativa promissora para assegurar a rentabilidade da produção de etanol, particularmente num contexto de

pressão crescente sobre os custos de produção na atividade.

Deve se ponderar, contudo, que para certo nível de preço de venda do etanol, sendo a matéria-prima o principal componente do custo de produção, a manutenção de boas margens econômicas condiciona-se a uma dinâmica favorável de preços do milho, que, por se tratar de uma commodity, são determinados principalmente no mercado internacional.

Tal dependência das usinas *flex* integradas-dedicadas em relação às condições de mercado pode ser apreciada pelo caso particular do etanol hidratado produzido a partir do milho, cuja simulação da margem de lucro (Figura 8) considera a alteração de apenas dois parâmetros – o preço líquido de comercialização do etanol hidratado (R\$/L) e o preço de aquisição do milho colocado na usina (R\$/sc).

Naturalmente, variações de preços tanto da matéria-prima quanto do etanol hidratado são extremamente relevantes e geram impacto direto na margem de lucro, o que fortalece a ideia de um modelo de negócio dependente de um conjunto de preços favoráveis. Assim, fica evidente que a viabilidade e o resultado econômico desses empreendimentos são derivados de dois fatores: i) aquisição do milho a preços baixos, notadamente em regiões com oferta da matéria-prima abundante e barata; e ii) venda do etanol a preços competitivos.

Considerações finais

O etanol de milho vem ganhando espaço na matriz energética nacional e, dados os investimentos em andamento para produção, haverá expansão da oferta nos próximos anos. No entanto, destaca-se que sua produção é mais facilmente viabilizada em regiões que congregam três características: i) abundância e oferta de milho a preços competitivos; ii) comercialização do etanol a preços competitivos comparativamente ao da gasolina; e iii) demanda por DDG/DDGS/WDG/WDGS (proteína para nutrição animal).

		Preço do etanol PVU (R\$/L)										
		1,700	1,750	1,800	1,850	1,900	1,950	2,000	2,050	2,100	2,150	2,200
Preço do milho CIF usina (R\$/Sc)	12,50	48,9%	50,2%	51,4%	52,6%	53,7%	54,7%	55,7%	56,7%	57,6%	58,5%	59,4%
	15,00	43,5%	44,9%	46,3%	47,5%	48,8%	50,0%	51,1%	52,1%	53,2%	54,2%	55,1%
	17,50	38,1%	39,6%	41,1%	42,5%	43,9%	45,2%	46,4%	47,6%	48,7%	49,8%	50,8%
	20,00	32,7%	34,4%	36,0%	37,5%	39,0%	40,4%	41,7%	43,0%	44,2%	45,4%	46,5%
	22,50	27,3%	29,1%	30,8%	32,5%	34,1%	35,6%	37,0%	38,4%	39,7%	41,0%	42,2%
	25,00	21,9%	23,8%	25,7%	27,5%	29,2%	30,8%	32,4%	33,8%	35,3%	36,6%	37,9%
	27,50	16,5%	18,6%	20,6%	22,5%	24,3%	26,0%	27,7%	29,3%	30,8%	32,2%	33,6%
	30,00	11,0%	13,3%	15,4%	17,5%	19,4%	21,2%	23,0%	24,7%	26,3%	27,9%	29,3%
	32,50	5,6%	8,0%	10,3%	12,4%	14,5%	16,5%	18,3%	20,1%	21,8%	23,5%	25,1%
	35,00	0,2%	2,8%	5,2%	7,4%	9,6%	11,7%	13,7%	15,5%	17,4%	19,1%	20,8%
	37,50	-5,2%	-2,5%	0,0%	2,4%	4,7%	6,9%	9,0%	11,0%	12,9%	14,7%	16,5%
	40,00	-10,6%	-7,8%	-5,1%	-2,6%	-0,2%	2,1%	4,3%	6,4%	8,4%	10,3%	12,2%
	42,50	-16,0%	-13,0%	-10,3%	-7,6%	-5,1%	-2,7%	-0,4%	1,8%	3,9%	5,9%	7,9%

Figura 8. Simulação da margem de lucro da produção de etanol de milho – preço de comercialização do etanol (R\$/L – modalidade PVU) × preço de aquisição do milho (R\$/sc – modalidade CIF).

No caso brasileiro, a produção de etanol de milho se tornou competitiva particularmente por conta de dois fatores: i) o aumento da produtividade média do milho no Centro-Oeste na última década, decorrente do progresso tecnológico associado ao desenvolvimento de novos híbridos e ao emprego de máquinas e equipamentos de maior qualidade e precisão; e ii) os benefícios técnicos e econômicos presentes na estratégia de integração produtiva entre cana-de-açúcar e milho, como a menor ociosidade da planta produtiva de cana, aumento e diversificação das receitas, menor sazonalidade na oferta de etanol e economia de custo com o balanço compartilhado entre vapor e eletricidade.

Este trabalho apresentou também, como estudo de caso, um levantamento dos custos de produção do etanol de milho em usinas do tipo *flex*. Embora o processamento industrial do milho seja mais complexo e com maiores custos, o elevado rendimento industrial e as despesas gerais e administrativas menores beneficiam a produção nesse modelo de negócio.

Além disso, o resultado econômico da conversão de milho em etanol em usinas *flex* integradas-dedicadas mostra-se altamente depen-

dente dos baixos preços do grão, evidenciando que o crescimento da oferta de etanol de milho no Brasil deve se concentrar no Centro-Oeste, principalmente em Mato Grosso. Essa região conjuga as principais características supramencionadas: oferta de matéria-prima, demanda por etanol e demanda para absorver os coprodutos, como o óleo bruto, o DDG e o DDGS, além de constantes ganhos de produtividade agrícola na produção de milho.

O etanol de milho vem conquistando o espaço deixado pelo etanol de cana no mercado doméstico, em especial no Centro-Oeste, onde o biocombustível tem sido historicamente menos atrativo para os consumidores. Esse cenário evidencia a importância de resgatar os investimentos e da recuperação da produtividade da cana-de-açúcar no Brasil. A recuperação de produtividade seria fundamental também para que o País se torne globalmente um produtor relevante de etanol de milho, como o é do biocombustível da cana.

Referências

ALCARDE, A.R. Extração. In: MARIN, F.R. (Ed.). **Árvore do conhecimento**: cana-de-açúcar. Brasília: Embrapa,

2009. Disponível em: <<http://www.agencia.cnptia.embrapa.br/gestor/cana-de-acucar/Abertura.html>>. Acesso em: 31 mar. 2020.

ANUALPEC 2019: anuário da pecuária brasileira. São Paulo: Instituto FNP, 2019.

CONAB. Companhia Nacional de Abastecimento. **Diagnóstico da produção de etanol em Mato Grosso:** binômio cana-de-açúcar/milho. Cuiabá, 2018. (Compêndio de Estudos Conab, v.17). Disponível em: <<https://www.conab.gov.br/institucional/publicacoes/compendio-de-estudos-da-conab>>. Acesso em: 20 mar. 2020.

CONAB. Companhia Nacional de Abastecimento. **Safra Brasileira de Grãos.** Disponível em: <<https://www.conab.gov.br/info-agro/safras/graos>>. Acesso em: 18 dez. 2019.

COSTA, A.O. da. (Coord.). **Análise de Conjuntura dos Biocombustíveis:** ano 2018. Rio de Janeiro, 2019. 75p. Disponível em: <<http://www.epe.gov.br/pt/publicacoes-dados-abertos/publicacoes/analise-de-conjuntura-dos-biocombustiveis-2018>>. Acesso em: 20 dez. 2019.

DOLABELLA, R.H.C. **Biocombustíveis na Argentina:** políticas públicas e evolução recente. Brasília: Câmara dos Deputados, 2011.

DONKE, A.C.G. **Avaliação de desempenho ambiental e energético da produção de etanol de cana, milho e sorgo em uma unidade integrada, segundo a abordagem do ciclo de vida.** 2016. 243p. Dissertação (Mestrado) – Universidade de São Paulo, São Paulo.

ECKERT, C.T. **Avaliação da produção de etanol a partir de distintos híbridos de milho na região oeste do Paraná.** 2016. 61p. Dissertação (Mestrado) – Universidade Estadual do Oeste do Paraná, Cascavel. Disponível em: <<http://tede.unioeste.br/handle/tede/800>>. Acesso em: 17 set. 2019.

EIA. U.S. Energy Information Administration. **Annual Energy Outlook.** Disponível em: <<https://www.eia.gov/outlooks/aeo/>>. Acesso em: 10 mar. 2020.

ESTADOS UNIDOS. Department of Agriculture. **Brazil.** Disponível em: <<https://www.ers.usda.gov/topics/international-markets-us-trade/countries-regions/brazil/>>. Acesso em: 17 dez. 2019.

ESTADOS UNIDOS. Department of Agriculture. **Feed Grain Custom Query:** animal protein feeds. Disponível em: <<https://data.ers.usda.gov/FEED-GRAINS-custom-query.aspx>>. Acesso em: 20 mar. 2020a.

ESTADOS UNIDOS. Department of Agriculture. **U.S. Bioenergy Statistics.** Disponível em: <<https://www.ers.usda.gov/data-products/us-bioenergy-statistics/>>. Acesso em: 20 mar. 2020b.

FRANCO, C. **Análise das transações e estruturas de governança na cadeia produtiva da avicultura de**

corde em Mato Grosso. 2009. Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal de Mato Grosso, Cuiabá.

GERMANI, R. Moagem. In: CRUZ, J.C. (Ed.). **Árvore do conhecimento:** milho. Brasília: Embrapa, 2011. Disponível em: <<https://www.agencia.cnptia.embrapa.br/gestor/milho/Abertura.html>>. Acesso em: 30 mar. 2020.

HOFFMAN, L.A. **Market issues and prospects for US distillers' grains supply, use, and price relationships.** [S.l.]: Diane Publishing, 2011.

IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Censo Agro 2017.** Disponível em: <<https://censos.ibge.gov.br/agro/2017/resultados-censo-agro-2017.html>>. Acesso em: 10 mar. 2020.

KAPPES, C.; CARVALHO, M.A.C. de; YAMASHITA, O.M.; SILVA, J.A.N. da. Influência do nitrogênio no desempenho produtivo do milho cultivado na segunda safra em sucessão à soja. **Pesquisa Agropecuária Tropical**, v.39, p.251-259, 2009.

MATSUNAGA, M.; BEMELMANS, P.F.; TOLEDO, P.E.N. de; DULLEY, R.D.; OKAWA, H.; PEDROSO, I.A. Metodologia de custo de produção utilizada pelo IEA. **Agricultura em São Paulo**, v.23, p.123-139, 1976.

MILANEZ, A.Y.; NYKO, D.; VALENTE, M.S.; XAVIER, C.E.O.; KULAY, L.A.; DONKE, C.G.; MATSUURA, M.I. da S.F.; RAMOS, N.P.; MORANDI, M.A.B.; BONOMI, A.; CAPITANI, D.H.D.; CHAGAS, M.F.; CAVALETT, O.; GOUVÊIA, V.L.R. de. A produção de etanol pela integração do milho-safrinha às usinas de cana-de-açúcar: avaliação ambiental, econômica e sugestões de política. **Revista do BNEDES**, n.41, p.147-208, 2014.

NASTARI, P.M. Etanol de milho tem futuro no Brasil. **AgroANALYSIS**, v.38, p.26-27, 2018.

OSAKI, M.; BATALHA, M.O. Avaliação econômica dos sistemas de produção de milho, soja e algodão em Sorriso e Campo Novo do Parecis/MT. **Custos e @gronegócios**, v.11, p.316-344, 2015.

PECEGE. **Custos de produção de cana-de-açúcar, açúcar, etanol e bioeletricidade na região Centro-Sul do Brasil:** acompanhamento da safra 2018/2019. Piracicaba: Instituto de Pesquisas e Educação Continuada em Economia e Gestão de Empresas, 2019.

RFA. RENEWABLE FUELS ASSOCIATION. **2019 Ethanol Industry Outlook.** Disponível em: <<https://ethanolrfa.org/wp-content/uploads/2019/02/RFA2019Outlook.pdf>>. Acesso em: 10 mar. 2020.

SANT'ANA, E.J. **Polos de aglomeração produtiva de milho, aves e suínos em Mato Grosso.** 2010. 108p. Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal de Mato Grosso, Cuiabá.

SEBEN JUNIOR, G. de F.; CORÁ, J.E.; LAL, R. Effect of cropping systems in no-till farming on the quality of a

Brazilian Oxisol. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v.38, p.1268-1280, 2014. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0100-06832014000400023>.

SIF. Sistema de Inspeção Federal. **Quantidade de abate estadual por ano/espécie**. Disponível em: <http://sigsif.agricultura.gov.br/sigsif_cons!/ap_abate_estaduai_s_cons?p_select=SIM>. Acesso em: 10 mar. 2020.

SINDIRAÇÕES. Sindicato Nacional da Indústria de Alimentação Animal. **Boletim Informativo do Setor**. Disponível em: <<https://sindiracoes.org.br/produtos-e-servicos/boletim-informativo-do-setor/>>. Acesso em 20 mar. 2020.

SOLOMON, B.D.; BARNES, J.R.; HALVORSEN, K.E. Grain and cellulosic ethanol: history, economics, and energy policy. **Biomass and Bioenergy**, v.31, p.416-425, 2007. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.biombioe.2007.01.023>.

TYNER, W.E. The US ethanol and biofuels boom: its origins, current status, and future prospects. **BioScience**,

v.58, p.646-653, 2008. DOI: <https://doi.org/10.1641/B580718>.

UNEM. União Nacional do Etanol de Milho. **Cenários e perspectivas para etanol de milho**. Cuiabá, 2020.

UNICA. União da Indústria de Cana-de-Açúcar. **Região Centro-Sul: avaliação da safra 2019/2020 e expectativas**. Disponível em: <<http://www.unicadata.com.br/listagem.php?idMn=116>>. Acesso em: 22 dez. 2019.

UNICA. União da Indústria de Cana-de-Açúcar. **Unicadata**. Disponível em: <<http://unicadata.com.br/>>. Acesso em: 21 jan. 2020.

VASCONCELOS, J.N. de. Fermentação etanólica. In: SANTOS, F.; BORÉM, A.; CALDAS, C. **Cana-de-açúcar: bioenergia, açúcar e álcool: tecnologias e perspectivas**. Viçosa: UFV, 2010. p.401-437.

YACOBUCCI, B.D.; SCHNEPF, R.D. **Ethanol and biofuels: agriculture, infrastructure, and market constraints related to expanded production**. Washington: Congressional Research Service, 2007.

Classe média rural?

Pedro Abel Vieira¹
Antônio Márcio Buainain²
Roberta Grundling³
Elisio Contini⁴

A composição da classe média é objeto de amplo debate e tem papel relevante nas sociedades capitalistas. Alguns a descrevem como uma classe “coordenadora” e que, portanto, induz a maior *accountability*⁵, nas esferas pública, privada ou pessoal. Outros usam o termo com mais liberdade para se referir aos trabalhadores colarinhos-brancos emergentes ou ao grupo de intelectuais, tecnocratas e gerentes em busca do poder por seus próprios méritos (Carnoy, 1984; Marx & Engels, 2008).

Independentemente do significado polêmico, a classe média é a categoria social com nível de renda suficiente para suprir suas necessidades básicas e de lazer e cultura. Trata-se de um nível de renda médio, abaixo do nível dos grupos identificados como as elites econômico-financeiras e acima das camadas de renda mais baixas. Em sociedades marcadas por desigualdades, os mais pobres têm sido privados de informação, direitos legais e têm tido menos oportunidades de influenciar os rumos da economia. Assim, a existência da classe média, com melhor nível de informação, operou para alimentar as aspirações das classes baixas e orientar tendências de mercado. Isso confere à classe média um poder relevante na condução da vida social.

Do ponto de vista estatístico, o termo classe média remete à divisão da frequência

de qualquer parâmetro em uma população em três classes – baixa, média e alta (Gomes, 1963). Estratificando a renda das famílias brasileiras levantada na última Pesquisa de Orçamento Familiar (POF), em 2018, realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), a classe baixa (73% da população) incluiria famílias com renda mensal de até R\$ 5,7 mil mensais; a classe média (24% da população), famílias com renda mensal de R\$ 5,7 mil a R\$ 23,8 mil; e a classe alta (3% da população), aquelas com renda mensal superior a R\$ 23,8 mil (IBGE, 2020b).

É possível confundir classe média com renda média, como fez a revista *The Economist* em reportagem de setembro de 2008. A derrubada da hiperinflação alcançada com o Plano Real, de 1994, a estabilidade monetária, o aumento do salário mínimo, a expansão do crédito e as políticas sociais redistributivas criaram um contexto favorável à redução da pobreza, à melhoria da renda e das condições de vida de expressivo contingente populacional. Como resultado, o número de famílias com renda anual entre R\$ 12 mil e R\$ 45 mil – a classe média – cresceu 50%. A dinâmica dos mercados foi alterada, levando especialmente economistas, jornalistas e políticos a identificarem a emergência de uma “nova classe média”. Entretanto, houve também o discurso sobre a extinção da classe média, sufocada pela carga tributária e pelo aumento

¹ Pesquisador da Embrapa. E-mail: pedroabelvieira@gmail.com

² Professor do Instituto de Economia da Unicamp. E-mail: buainain@gmail.com

³ Analista da Embrapa. E-mail: robertagrundling0209@gmail.com

⁴ Pesquisador da Embrapa. E-mail: elisio.contini@embrapa.br

⁵ A palavra *accountability* não possui tradução exata para a língua portuguesa; seu significado remete a controle, fiscalização, responsabilização e transparência. Esses e todos os outros termos indicam que *accountability* diz respeito à cultura na qual um indivíduo ou instituição assume a responsabilidade dos processos nos quais está inserido.

de despesas, decorrentes de inflação da cesta de consumo (The Economist, 2008).

Tais questões repercutiram também no meio rural. Tradicionalmente, a maioria das segmentações foram realizadas com base no fator terra que expressava a riqueza da família. Essa configuração está alicerçada na Lei 8.629/93, que define o tamanho do produtor rural com base no módulo fiscal – unidade de medida, em hectares, criada pelo Estatuto da Terra (Lei 4.504/64) para indicar o tamanho mínimo de um imóvel capaz de assegurar a sobrevivência de uma família com base nos sistemas produtivos e na tecnologia dominante. O módulo fiscal varia, conforme o município, de 5 ha a 110 ha. Segundo a lei, os minifúndios são imóveis de área inferior ao módulo fiscal e, portanto, insuficientes para garantir a sobrevivência da família. Os pequenos produtores têm áreas de até quatro módulos; os médios possuem área de quatro a 15 módulos; e os grandes, áreas acima de 15 módulos fiscais. O latifúndio pode ser estabelecido por dois critérios: imóvel rural com mais de 600 vezes o módulo rural médio da região ou, independentemente da área, por não atender à função social (Incra, 2020; Ribeiro, 2020).

Se no passado a terra foi o fator de produção determinante da dinâmica agrícola, com o tempo o capital (inclusive humano) e a tecnologia foram ganhando importância no desempenho do setor e, conseqüentemente, na classificação dos tipos de produtores rurais. Estudos e políticas passaram a segmentar grupos sociais pela renda agrícola e pelo perfil de uso da mão de obra e da tecnologia.

A legislação brasileira definiu a agricultura familiar como uma atividade econômica desenvolvida em área de até quatro módulos fiscais e com emprego de mão de obra da própria família superior a 80%. O segmento familiar é integrado por assentados da reforma agrária, quilombolas, indígenas, artesãos, pescadores artesanais, aquicultores, maricultores, piscicultores, silvicultores e extrativistas, entre outros (Brasil, 2020) – heterogêneo, portanto. Adotar o recorte do módulo de área para a política de apoio à agricultura familiar

gera distorções. Os quatro módulos rurais (20 ha a 440 ha) podem excluir o produtor de 21 ha do grupo de agricultura familiar, ainda que ele explore o imóvel com trabalho familiar. Considerando que os economistas clássicos diferenciavam o trabalho conforme a produtividade, e não só pelo critério da propriedade, há de se questionar se o conceito definido na lei não serviu aos interesses de grupos politicamente organizados.

O Programa Nacional de Apoio ao Médio Produtor Rural (Pronamp), dedicado ao médio produtor rural, usa a receita anual de até R\$ 2 milhões para definir a “classe média” beneficiária de financiamentos especiais. O programa considera a soma total do valor bruto da produção (VBP), da receita recebida de entidade integradora e das demais rendas provenientes de atividades desenvolvidas no estabelecimento, e fora dele, e das rendas não agropecuárias (Bacen, 2018). Confusões à parte, o conceito de agricultura familiar está sedimentado na sociedade brasileira e possibilitou a inclusão de muitos produtores rurais no mercado. O Pronamp tem o mérito de reconhecer a importância da classe média no desenvolvimento no setor. No entanto, o uso da receita para o recorte gera distorções e traz o risco de o critério não atender às reais necessidades dos produtores de classe média rural, já que estes não têm acesso às vantagens dos grandes produtores nem aos benefícios dos agricultores familiares via Programa Nacional de Fortalecimento da Agricultura Familiar (Pronaf).

Para exemplificar, considere que um produtor de frutas do Centro-Oeste precisa de 15 hectares para obter a renda bruta limite, enquanto um produtor de grãos – soja e milho (segunda safra) – necessita de 186 hectares para obter a mesma renda (Conab, 2020). As disparidades não se restringem ao fator terra. O produtor de frutas emprega mais de 3.000 trabalhadores/dia durante o ano, e o produtor de grãos emprega pouco menos de 1.000. Embora o custeio anual de ambos seja próximo de R\$ 1,2 milhão, o investimento por hectare do produtor de frutas não é inferior a R\$ 2 milhões, enquanto o do produtor de grãos é pouco superior a R\$ 1 milhão

(Conab, 2020). Além disso, o produtor de grãos tem várias alternativas de financiamento/gestão de risco, o que viabiliza o acesso aos recursos e reduz os riscos de preço. Já o de frutas conta apenas com o crédito rural público, ou crédito comercial, cujo acesso é limitado aos poucos que atendem às exigências dos bancos.

Assim como a agricultura familiar, o Pronamp deveria adotar um recorte multifatorial, mas cuja definição esbarra na limitação de informações. O uso de modelos computacionais pode ajudar na classificação de agricultores diferenciados pelo nível tecnológico e pelo capital empregado. O Estado brasileiro dispõe de competências e informações, como o rico conjunto de dados dos censos agropecuários do IBGE, que pode ser usado para estabelecer políticas agrícolas eficazes – os censos têm evoluído, mas a exclusão de informações financeiras no Censo de 2017 cria uma lacuna que pode comprometer importantes programas, como o Pronamp (IBGE, 2020a).

Tanto o Pronamp quanto a agricultura familiar têm o mérito de reconhecer as diferenças de renda, mas é necessário avançar nos recortes e objetivos das políticas agrícolas brasileiras, melhorar a *accountability* do setor, delegando aos agentes públicos e privados maior capacidade decisória. Cabe ao poder público, além de definir os programas e políticas, fornecer informações e fiscalizar por meio de agentes locais a decisão sobre o uso dos recursos.

Finalmente, cunhar termos – “nova classe média” e “agricultura familiar” –, com base em fatos sociais não é um problema em si. A dificuldade reside no fato de o significado do termo não estar alicerçado na realidade e, mais grave, ser usado para a definição de políticas públicas. Informações, estatísticas e estudos são insumos para elucidar a dinâmica rural. O Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento, que, na configuração atual, reúne todos os órgãos liga-

dos à produção e comercialização de produtos agrícolas, tem recursos humanos qualificados para aperfeiçoar a classificação dos produtores com a finalidade de embasar a política agrícola.

Referências

BACEN. Banco Central do Brasil. **Atualização Manual de Crédito Rural 651**. Brasília, 2018. 482p.

BRASIL. Secretaria de Agricultura Familiar e Cooperativismo. **O que é a agricultura familiar?** Disponível em: <<http://sistemas.agricultura.gov.br/vitrine/o-que-e-a-agricultura-familiar>>. Acesso em: 19 jul. 2020.

CARNOY, M. **The State and political theory**. Princeton: Princeton University Press, 1984. 292p.

CONAB. Companhia Nacional de Abastecimento. **Informações Agropecuárias**. Disponível em: <<https://www.conab.gov.br/info-agro>>. Acesso em: 19 jul. 2020.

GOMES, F.P. **Curso de estatística experimental**. Piracicaba: USP, ESALQ, 1963. 384p.

IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Censo Agropecuário**. Disponível em: <<https://www.ibge.gov.br/estatisticas/economicas/agricultura-e-pecuaria/21814-2017-censo-agropecuario.html?=&t=downloads>>. Acesso em: 23 nov. 2020a.

IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Pesquisa de Orçamentos Familiares - POF**. Disponível em: <<https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/rendimento-despesa-e-consumo/9050-pesquisa-de-orcamentos-familiares.html?=&t=o-que-e>>. Acesso em: 19 jul. 2020b.

INCRA. Instituto Nacional de Colonização e Reforma Agrária. **Módulo fiscal**. Disponível em: <<http://www.incra.gov.br/pt/modulo-fiscal.html>>. Acesso em: 19 jul. 2020.

MARX, K.; ENGELS, F. **O Manifesto Comunista**. São Paulo: Paz e Terra, 2008. 68p.

RIBEIRO, A. **Módulo Rural x Módulo Fiscal**. Disponível em: <<https://advogadaandriaribeiro.jusbrasil.com.br/artigos/477559151/modulo-rural-x-modulo-fiscal>>. Acesso em: 19 jul. 2020.

THE ECONOMIST. Half the nation, a hundred million citizens strong. What the middle class plans to do with its Money - and its votes. **The Economist**, Sep. 13th 2008. Disponível em: <<https://www.cps.fgv.br/ibrecps/comunica/kc1303.pdf>>. Acesso em: 19 jul. 2020.

Instrução aos autores

1. Tipos de colaboração

São aceitos por esta revista trabalhos que se enquadrem nas áreas temáticas de política agrícola, agrárias, gestão e tecnologias para o agronegócio, agronegócio, logísticas e transporte, estudos de casos resultantes da aplicação de métodos quantitativos e qualitativos a sistemas de produção, uso de recursos naturais e desenvolvimento rural sustentável, não publicados nem encaminhados a outra revista para o mesmo fim, dentro das seguintes categorias: a) artigo de opinião; b) artigo científico; e c) texto para debates.

Artigo de opinião

É o texto livre, mas bem fundamentado, sobre algum tema atual e de relevância para os públicos do agronegócio. Deve apresentar o estado atual do conhecimento sobre determinado tema, introduzir fatos novos, defender ideias, apresentar argumentos e dados, fazer proposições e concluir de forma coerente com as ideias apresentadas.

Artigo científico

O conteúdo de cada trabalho deve primar pela originalidade, isto é, ser elaborado a partir de resultados inéditos de pesquisa que ofereçam contribuições teóricas, metodológicas e fundamentais para o progresso do agronegócio brasileiro.

Texto para debates

É um texto livre, na forma de apresentação, destinado à exposição de ideias e opiniões, não necessariamente conclusivas, sobre temas importantes, atuais e controversos. A sua principal característica é possibilitar o estabelecimento do contraditório. O texto para debate será publicado no espaço denominado Ponto de Vista.

2. Encaminhamento

Aceitam-se trabalhos escritos em Português. Os originais devem ser encaminhados ao Editor-Chefe (wesley.jose@embrapa.br).

A carta de encaminhamento deve conter: título do artigo, nome do(s) autor(es) e declaração explícita de que o artigo não foi enviado a nenhum outro periódico.

3. Procedimentos editoriais

a) Após análise crítica do Conselho Editorial, o editor comunica aos autores a situação do artigo: aprovação, aprovação condicional ou não aprovação. Os critérios adotados são os seguintes:

- Adequação à linha editorial da Revista.
- Valor da contribuição do ponto de vista teórico e metodológico.
- Argumentação lógica, consistente e que, ainda assim, permita contra-argumentação pelo leitor (discurso aberto).
- Correta interpretação de informações conceituais e de resultados (ausência de ilações falaciosas).
- Relevância, pertinência e atualidade das referências.

b) São de exclusiva responsabilidade dos autores as opiniões e os conceitos emitidos nos trabalhos. Contudo, o Editor-Chefe, com a assistência dos conselheiros, reserva-se o direito de sugerir ou solicitar modificações.

c) Eventuais modificações de estrutura ou de conteúdo, sugeridas aos autores, devem ser processadas e devolvidas ao Editor-Chefe no prazo de 15 dias.

d) Ao Editor-Chefe e ao Conselho Editorial é facultada a encomenda de textos e artigos para publicação.

4. Forma de apresentação

a) Tamanho – Os trabalhos devem ser apresentados no programa Word, no tamanho máximo de 20 páginas, espaço 1,5 entre linhas e margens de 2 cm nas laterais, no topo e na base, em formato A4, com páginas numeradas. A fonte é Times New Roman, corpo 12 para o texto e corpo 10 para notas de rodapé. Usa-se apenas a cor preta para todo o texto. Devem-se evitar agradecimentos e excesso de notas de rodapé.

b) Títulos, Autores, Resumo, Abstract e Palavras-chave (keywords) – Os títulos devem ser grafados em caixa baixa, exceto a primeira palavra, com, no máximo, sete palavras. Devem ser claros e concisos e expressar o conteúdo do trabalho. Grafar os nomes dos autores por extenso, com letras iniciais maiúsculas. O Resumo e o Abstract não devem ultrapassar 200 palavras. Devem conter síntese dos objetivos, desenvolvimento e principal conclusão do trabalho. As palavras-chave e keywords – de três a cinco palavras não contidas no título – devem ser separadas por vírgula.

c) O rodapé da primeira página deve trazer a formação acadêmica, a qualificação profissional principal e o endereço eletrônico dos autores.

d) Introdução – Deve ocupar no máximo duas páginas e apresentar o objetivo do trabalho, a importância e a contextualização, o alcance e eventuais limitações do estudo.

e) Desenvolvimento – Constitui o núcleo do trabalho, onde se encontram os procedimentos metodológicos, os resultados da pesquisa e sua discussão crítica. Contudo, a palavra Desenvolvimento não é usada para título dessa seção, ficando a critério do autor empregar o título mais apropriado à natureza do trabalho.

Em todo o artigo, a redação deve priorizar parágrafos com orações em ordem direta, prezando pela clareza e concisão de ideias. Deve-se evitar parágrafos longos que não estejam relacionados entre si, que não explicam, que não se complementam ou não concluem a ideia anterior.

f) Conclusões – Seção elaborada com base no objetivo e nos resultados do trabalho. Não pode consistir, simplesmente, do resumo dos resultados; deve apresentar as novas descobertas da pesquisa; e confirmar ou rejeitar as hipóteses formuladas na Introdução, se for o caso.

g) Citações – Quando incluídos na sentença, os sobrenomes dos autores devem ser grafados em caixa alta e baixa, com a data entre parênteses. Se não incluídos, devem estar entre parênteses, grafados em caixa alta e baixa, separados das datas por vírgula.

• Citação com dois autores: sobrenomes separados por “&” quando estiverem dentro ou fora de parênteses.

• Citação com mais de dois autores: sobrenome do primeiro autor seguido da expressão et al. em fonte normal.

- Citação de diversas obras de autores diferentes: obedecer à ordem cronológica e, em seguida, à ordem alfabética dos nomes dos autores, separadas por ponto e vírgula.
- Citação de mais de um documento dos mesmos autores: não há repetição dos nomes dos autores; as datas das obras, em ordem cronológica, são separadas por vírgula.
- Citação de citação: sobrenome do autor do documento original seguido da expressão “citado por” e da citação da obra consultada.
- Citações literais de até três linhas devem ser aspeadas, integrando o parágrafo normal. Após o ano da publicação, acrescentar a(s) página(s) do trecho citado (entre parênteses e separados por vírgula).
- Citações literais longas (quatro ou mais linhas) serão destacadas do texto em parágrafo especial e com recuo de quatro espaços à direita da margem esquerda, em espaço simples, corpo 10.

h) Figuras e Tabelas – As figuras e tabelas devem ser citadas no texto em ordem sequencial numérica, escritas com a letra inicial maiúscula, seguidas do número correspondente. As citações podem vir entre parênteses ou integrar o texto. As tabelas e as figuras devem ser apresentadas em local próximo ao de sua citação. O título de tabela deve ser escrito sem negrito e posicionado acima dela. O título de figura também deve ser escrito sem negrito, mas posicionado abaixo dela. Só são aceitas tabelas e figuras citadas no texto.

i) Notas de rodapé – As notas de rodapé (não bibliográficas) só devem ser usadas quando estritamente necessário.

j) Referências – Devem conter fontes atuais, principalmente de artigos de periódicos. Podem conter trabalhos clássicos mais antigos, diretamente relacionados com o tema do estudo. Devem ser normalizadas de acordo as adaptações da NBR 6023 de Agosto 2002, da ABNT (ou a vigente), conforme exemplos abaixo.

Devem-se referenciar somente as fontes usadas e citadas na elaboração do artigo e apresentadas em ordem alfabética.

Os exemplos a seguir constituem os casos mais comuns, tomados como modelos:

Monografia no todo (livro, folheto e trabalhos acadêmicos publicados)

COSTA, N.D. (Ed.). **A cultura do melão**. 3.ed. rev. atual. e ampl. Brasília: Embrapa, 2017. 202p.

DUARTE, J. **Prosa com Eliseu**: entrevista a Jorge Duarte. Brasília: Embrapa, 2018.

Parte de monografia

SANTOS, J. de ARAÚJO dos. Intercâmbio de conhecimentos e novos desafios da fruticultura nas terras indígenas de Oiapoque. In: DIAS, T.; EIDT, J.S.; UDRY, C. (Ed.). **Diálogos de saberes**: relatos da Embrapa. Brasília: Embrapa, 2016. Cap. 12, p.203-215. (Coleção Povos e Comunidades Tradicionais, 2).

Artigo de revista

ALVES, E.; SOUZA, G. da S. e; BRANDÃO, A.S.P. Por que os preços da cesta básica caíram? **Revista de Política Agrícola**, ano19, p.14-20, 2010.

GAMARRA-ROJAS, G.; SILVA, N.C.G. da; VIDAL, M.S.C. Contexto, (agri)cultura e interação no agroecossistema familiar

do caju no semiárido brasileiro. **Cadernos de Ciência & Tecnologia**, v.34, p.313-338, 2017.

Dissertação ou Tese:

Não publicada

POSSAMAI, R.C. **Análise de viabilidade econômica da implantação do sistema integração lavoura-pecuária (iLP) no bioma cerrado**. 2017. 173p. Dissertação (Mestrado) - Fundação Getúlio Vargas, Escola de Economia de São Paulo, São Paulo.

SOUSA, W.P. de. **A castanha-da-Amazônia (Bertholletia excelsa Bonpl.) no contexto dos novos padrões internacionais de qualidade e segurança dos alimentos**. 2018. 243p. Tese (Doutorado) – Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria.

Publicada: da mesma forma que monografia no todo

Trabalhos apresentados em congresso

RONQUIM, C.C.; GARCON, E.A.M.; FONSECA, M.F. Expansão da cafeicultura na porção leste do estado de São Paulo. In: SIMPÓSIO BRASILEIRO DE SENSORIAMENTO REMOTO, 18., 2017, Santos. **Anais**. São José dos Campos: INPE, 2017. p.3798-3805. Editado por Douglas Francisco M. Gherardi e Luiz Eduardo Oliveira e Cruz de Aragão.

Documento de acesso em meio eletrônico

BRASIL. Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento. **Valor Bruto da Produção Agropecuária (VBP)**. Disponível em: <<http://www.agricultura.gov.br/assuntos/politica-agricola/valor-bruto-da-producao-agropecuaria-vbp>>. Acesso em: 6 set. 2018.

IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Sistema de Contas Nacionais – SCN**. Disponível em: <<https://www.ibge.gov.br/estatisticas-novoportal/economicas/servicos/9052-sistema-de-contas-nacionais-brasil.html?=&t=o-que-e>>. Acesso em: 5 mar. 2018.

AMARAL SOBRINHO, N.M.B. do; CHAGAS, C.I.; ZONTA, E. (Org.). **Impactos ambientais provenientes da produção agrícola**: experiências argentinas e brasileiras. São Paulo; Rio de Janeiro: Livre Expressão, 2016. 1 CD-ROM.

Legislação

BRASIL. Lei nº 13.288, de 16 de maio de 2016. Dispõe sobre os contratos de integração, obrigações e responsabilidades nas relações contratuais entre produtores integrados e integradores, e dá outras providências. **Diário Oficial da União**, 17 maio 2016. Seção1, p.1-3.

SÃO PAULO (Estado). Lei nº 15.913, de 2 de outubro de 2015. Dispõe sobre a Área de Proteção e Recuperação dos Mananciais do Alto Tietê Cabeceiras – APRMATC, suas Áreas de Intervenção, respectivas diretrizes e normas ambientais e urbanísticas de interesse regional para a proteção e recuperação dos mananciais. **Diário Oficial [do] Estado de São Paulo**, 3 out. 2015. Seção1, p.1-5.

5. Outras informações

Para mais informações sobre a elaboração de trabalhos a serem enviados à Revista de Política Agrícola, contatar o Editor-Chefe, Wesley José da Rocha ou a secretária Luciana Gontijo Pimenta em:

wesley.jose@embrapa.br – (61) 3448-2418

luciana.gontijo@agricultura.gov.br – (61) 3218-2292

Colaboração



Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária



MINISTÉRIO DA
AGRICULTURA, PECUÁRIA
E ABASTECIMENTO

